

Reformas estructurales, impacto macroeconómico y política monetaria en Colombia

Andrés Fernández *

Resumen

Las reformas estructurales de principios de los años noventa, tuvieron un “impacto” macroeconómico relevante: el producto colombiano es más volátil que en períodos anteriores y parece exhibir un ciclo económico más corto y pronunciado. En este trabajo se documenta este hecho estilizado a partir de una muestra de datos trimestrales, que abarca un período anterior y otro posterior a las reformas estructurales. Se emplearon dos metodologías alternativas: en primer lugar, una metodología de VAR recursivos con una estructura macroeconómica específica, siguiendo a Christiano, Eichenbaum y Evans (1998), para descomponer y aislar los choques estructurales y sus mecanismos de propagación en la economía colombiana. En segundo lugar, se recurre a un enfoque seminarrativo propuesto en Echeverry (1996), para documentar la conducción de la política por parte del emisor durante todo el período de análisis y su relevancia en la explicación de los hechos estilizados. La evidencia de ambos enfoques muestra que la mayor volatilidad real no se explica por que el Emisor haya dejado de realizar política contracíclica. Un ejemplo de esto son las recesiones de

* El autor agradece la oportuna y muy acertada asesoría de Andrés Escobar durante el desarrollo de la primera versión de este documento, como tesis para la maestría en economía PEG de la Universidad de los Andes. Las críticas y aportes de los dos jurados de tesis, doctores Juan Carlos Echeverry y Hernando Vargas y los comentarios de dos *referees* anónimos enriquecieron, sin lugar a dudas, el enfoque empleado y los resultados obtenidos. Por último, doy gracias a los breves pero valiosos comentarios de Roberto Steiner, Juan Mauricio Ramírez, Fabio Sánchez, Martha Misas, Alvaro Riascos, Franz Hamann y a los demás participantes de los seminarios llevados a cabo en el CEDE y en el Banco de la República. Las opiniones, errores y omisiones son de mi exclusiva responsabilidad.

1996 y 1999, donde se documenta la política expansionista realizada por el Banco de la República, dentro de los límites impuestos por el nuevo mandato constitucional antiinflacionario. Más bien, la explicación radica en que, a pesar de este comportamiento, el Banco Emisor no está en capacidad de amortiguar como antes, primero, el ciclo de un producto que se muestra más vulnerable por mayores choques estructurales de oferta y demanda; y, segundo, una economía cuyos mecanismos de transmisión parecen haberse vuelto más sensibles a estos choques.

Clasificación JEL: E32, C32, E65.

Palabras clave: ciclo económico, VAR recursivo, choques estructurales, mecanismos de propagación, política monetaria.

Introducción

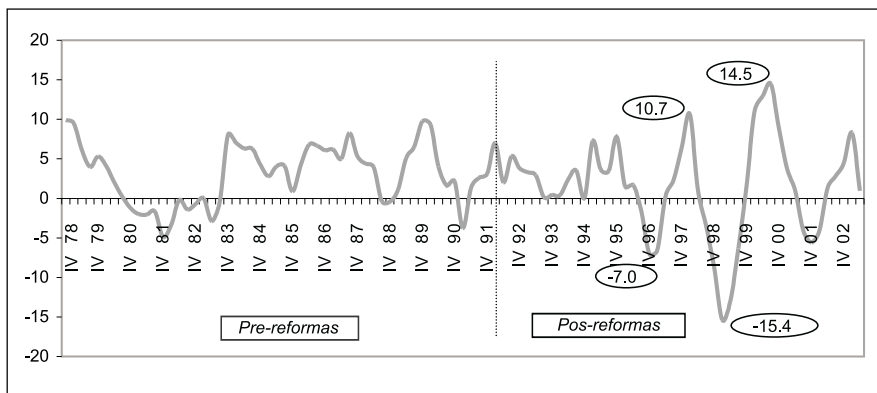
A principios de la década pasada, durante la administración Gaviria (1990-1994), se aceleró el proceso de apertura de la economía colombiana que había comenzado desde el gobierno anterior (Barco, 1986-1990). Entre las principales reformas implementadas, el país estrenó la Constitución Política de 1991, con un paquete de leyes que reducía el nivel de aranceles y las restricciones a la libre movilidad de capitales, así como un nuevo régimen laboral y de seguridad social. Estas medidas pretendían modernizar el aparato productivo en un entorno de liberalización comercial y financiera, encarrilando al país dentro de una senda de crecimiento mayor a la históricamente vivida.

Otra de las reformas llevadas a cabo, fue la de la banca central colombiana. La nueva Constitución de 1991 le otorgó mayor independencia a su nueva junta directiva y le dio como responsabilidad la protección del poder adquisitivo de la moneda. Una de las razones del nuevo enfoque institucional que tomó la banca central en Colombia, fue la de terminar la aceptación histórica de niveles de inflación moderada (entre 20-30%) por el banco central y dotarlo con los instrumentos necesarios para lograrlo¹.

¹ Un trabajo que documenta bien la aceptación por parte de la autoridad monetaria de niveles de inflación moderada, es el de Echeverry (1996). Entre las principales causas para que esto sucediera, estaba el fácil otorgamiento de crédito que el Banco de la República

Más de una década después de la implementación de estas reformas estructurales a la economía colombiana, se puede observar un hecho estilizado relevante. El gráfico 1 muestra que el producto industrial ha sufrido unas variaciones reales más pronunciadas en relación con su historia reciente. Una mirada más formal a este aumento de la volatilidad del producto colombiano, se realiza descomponiendo el PIB total entre el ciclo de corto plazo y su tendencia de largo plazo, empleando el filtro de Hodrick-Prescott. En el gráfico 2, se realiza la descomposición y se aprecia que la mayor volatilidad de esta medida de actividad económica se caracteriza por un ciclo más corto y pronunciado². En efecto, este hecho, documentado ya por Echeverry, Escobar y Santamaría (2002), muestra que el ciclo económico redujo su duración promedio de 8 años entre 1977 y 1990; a 6 y 4 años entre 1991-1996 y 1997-2000, respectivamente³.

Gráfico 1. Crecimiento porcentual real del PIB industrial trimestral.

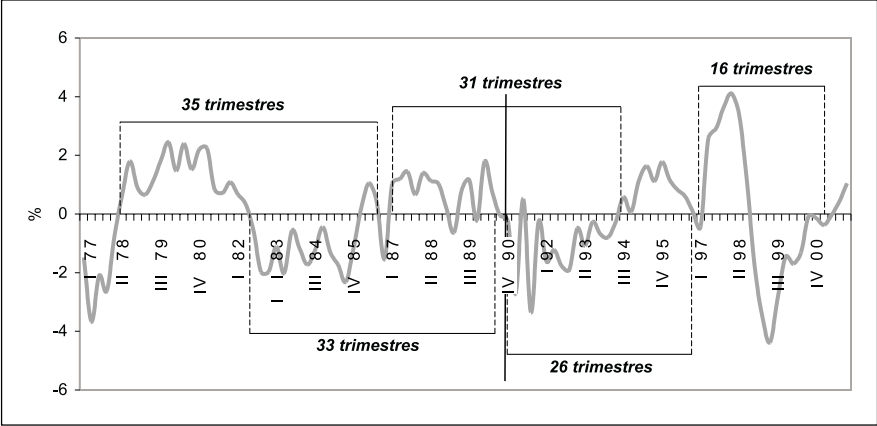


Fuente: DANE.

daba al gobierno central y al sector privado. Esta última figura quedó abolida por la ley, mientras que la otra, la del crédito directo del Banco Emisor al gobierno, necesita de la aprobación de todos los miembros de la junta directiva del Banco de la República, lo cual hace bastante difícil que se vuelva una práctica recurrente.

- ² El ciclo económico se define como el período de expansión (producto por encima de su tendencia) y desaceleración (producto por debajo de su tendencia).
- ³ En Echeverry, Escobar y Santamaría (2002) se encuentra que este hecho estilizado es robusto a medidas de producción sectorial en la industria y en el comercio. Los autores identifican lo que para ellos es un nuevo ciclo de la economía colombiana, más fuerte y de menor duración.

Grafico 2. PIB Trimestral, desviación porcentual de la tendencia (Filtro HP: 1600).



Fuente: DANE, DNP, Banco de la República y cálculos del autor.

Esta tendencia de la economía colombiana a ser más volátil constituye el “impacto” macroeconómico más relevante de las reformas estructurales sobre la economía nacional y su explicación es el objetivo principal de este ensayo. ¿Cuáles son las causas de este “impacto”? Podemos identificar tres hipótesis iniciales a partir de la literatura teórica y empírica existente.

En primer lugar, cualquier libro de texto básico explicaría que, siendo Colombia una economía pequeña y parcialmente cerrada antes de las reformas aperturistas, éstas últimas pueden haber dejado a la economía nacional en una posición más vulnerable ante *mayores* choques externos por medio, por ejemplo, de cambios en los términos de intercambio, movimientos de flujos de capital y variaciones de la demanda mundial de exportaciones, entre otros. A esta hipótesis se adhiere Urrutia (2002), resaltando que a los choques externos que ha sufrido la economía colombiana, como la masiva entrada de capitales de principios de la década pasada y la crisis asiática, también es necesario sumarle los de origen interno, como el creciente déficit fiscal, la crisis del sector financiero e incluso el recrudecimiento del conflicto armado. De acuerdo con este autor, los choques (internos y externos) parecen haber sido demasiado grandes para ser contrarrestados con la política contracíclica.

Una segunda hipótesis consiste en que las reformas institucionales pueden haber hecho que, estructuralmente, la economía sea *más sensible* a choques rea-

les que en épocas anteriores, sin ser éstos ahora necesariamente mayores que antes. Esta hipótesis es formulada por Cárdenas y Olivera (1995), quienes documentan cómo las reformas estructurales hicieron que las decisiones de inversión de los agentes se volvieran más sensibles a algunas variables macroeconómicas, como es el costo de uso del capital.

Por último, la tercera hipótesis puede plantear que las reformas institucionales, que también cobijaron a la autoridad monetaria, cambiaron la conducción de la política del Emisor produciendo una mayor volatilidad de la economía. Sobre este punto de vista, existe literatura tanto nacional como internacional, que identifica a la autoridad monetaria y su política como una posible causa de dicha volatilidad macroeconómica. Dentro de la literatura nacional, Echeverry, Escobar y Santamaría (2002) afirman que las modificaciones institucionales hechas a la banca central en Colombia, tendientes a eliminar el sesgo inflacionario comentado antes, tuvieron como contraparte una autoridad “pasiva”, que renunció al uso de la política monetaria como mecanismo para amortiguar el efecto de choques sobre el sector real por su compromiso al cumplimiento desinflacionario⁴. Por el lado de la literatura internacional, el debate puede enmarcarse dentro de la polémica del esquema monetario de Inflación Objetivo (*Inflation Targeting*), por el que un número considerable de bancos centrales en el mundo ha decidido optar, entre los cuales se cuenta el Banco de la República. En Cecchetti y Ehrmann (1999) se sustrae evidencia de una muestra de países en desarrollo y desarrollados que adoptaron este esquema de política, encontrando que el aumento de la volatilidad en el producto es el resultado de la adopción de este esquema monetario⁵.

⁴ Dentro de este contexto se han llevado a cabo debates entre organismos estatales, como el Departamento Nacional de Planeación en cabeza de su (ex)director, Juan Carlos Echeverry, y el Banco de la República sobre el manejo monetario y cambiario bajo el esquema de inflación objetivo y sus efectos reales sobre la economía colombiana.

⁵ Sin embargo, es preciso aclarar que no existe un consenso definido al respecto y la polémica permanece abierta. Por un lado, Bernanke, Laubach, Mishkin y Posen (1999) encuentran que la Inflación Objetivo (IO) no hizo que los episodios de desinflación se hicieran menos costosos; y por otro, Corbo y Schmidt-Hebbel (2000) encuentran que tanto las tasas de sacrificio como la volatilidad del producto sí han disminuido para aquellos países emergentes que han adoptado la IO. De forma más relevante para el caso colombiano, Mishkin y Schmidt-Hebbel (2001) documentan el relativo éxito del esquema de la IO en los países que la han adoptado y subrayan, sin embargo, que los países que han tratado de controlar los precios de los activos como la tasa de cambio, han tenido efectos adversos sobre el producto.

Este trabajo tiene por objetivo documentar la validez de cada una de estas tres hipótesis, dando una interpretación alternativa y elaborada de lo que pasó en la economía colombiana en las últimas dos décadas. Se pretende hacer una contribución al análisis de los efectos macroeconómicos en términos de volatilidad, estabilidad y dinámica de ciertas variables, ante los cambios estructurales que sufrió la economía en los años noventa, así como de la actuación de la autoridad monetaria y de los canales de transmisión de su política.

El ensayo está dividido en 4 capítulos, además de esta introducción. En los capítulos uno y dos se abordan las hipótesis sobre choques estructurales y sus mecanismos de propagación; el primero busca precisar algunos puntos teóricos del análisis de choques y mecanismos de propagación en una economía, con especial énfasis en el estudio de la conducción de la política monetaria, de sus instrumentos y sus efectos sobre la mayor volatilidad de la actividad económica; en el segundo se emplea la metodología de VAR recursivos propuesta por Christiano, Eichenbaum y Evans, CEE (1998), para descomponer y aislar los choques estructurales y sus mecanismos de propagación en la economía colombiana. El tercer capítulo aborda el análisis específico de la hipótesis sobre la conducta del Emisor y su responsabilidad en la mayor volatilidad, valiéndose de un enfoque seminarrativo adaptando la metodología propuesta en Echeverry (1996). En el último capítulo, el cuarto, se presentan las principales conclusiones.

I. Choques y mecanismos de propagación: algunas consideraciones teóricas

Al analizar el impacto de los choques y sus mecanismos de propagación sobre el ciclo económico de la economía colombiana, es conveniente revisar lo que en la literatura se ha dicho sobre este tema⁶. El análisis del efecto de choques sobre variables reales debe tener en cuenta que un cambio en la volatilidad de estas variables puede deberse a un cambio en la *magnitud* del choque y/o a un cambio en el *mecanismo de propagación* del choque.

⁶ Véase Kuttner, K. y Mosser, P., (2002). Es necesario subrayar que por “choques” estamos contemplando, por ejemplo, choques de tipo real, como cambios en los niveles de oferta agregada (ocasionados por cambios en productividad, términos de intercambio); o choques de tipo nominal, como choques de política monetaria sobre el nivel de saldos nominales de dinero.

Las reformas estructurales pueden haber hecho que la economía colombiana sea más abierta, y a la vez, más vulnerable a choques reales externos o internos (*i.e.* de inversión extranjera, cuenta corriente, productividad, déficit fiscales, etc.), lo que resulta en la mayor volatilidad macroeconómica documentada anteriormente. Por otro lado, siendo los mecanismos de transmisión de los choques la manera en que éstos se propagan por la economía, es posible que las reformas introduzcan cambios estructurales en el comportamiento de los agentes económicos (consumidores y firmas), y alteren los mecanismos de propagación de los *mismos* choques y, así mismo, resulten en mayor volatilidad macroeconómica. En este caso, los agentes reaccionarían de forma más sensible a los mismos choques que recibía la economía anteriormente, haciendo que éstos puedan tener ahora un mayor impacto sin que necesariamente haya choques de mayor magnitud. Este problema plantea la necesidad de diferenciar si la mayor volatilidad registrada en el producto de la economía colombiana es consecuencia de mayores choques, de una mayor sensibilidad a los choques cualitativamente similares a los observados en décadas anteriores, o de ambos fenómenos.

Ahora, si concentramos el estudio de la política monetaria dentro del marco de análisis de choques y mecanismos de transmisión, debemos también aclarar algunos puntos. Un cambio en la conducción de la política monetaria puede darse por medio de mayores o menores choques (exógenos) de política, o de una respuesta más o menos sistemática por parte de la autoridad. En un simple modelo de política monetaria, donde el interés y producto $\{i; Y\}$ son las únicas variables, se tendería a tomar la variable de política monetaria (i) como la variable exógena y al producto (Y) como la variable endógena. Sin embargo, es imposible no tener en cuenta que las decisiones de política monetaria, cambios en i , también están en función de la evolución del producto, haciendo que la respuesta sistemática de la política monetaria a las condiciones macroeconómicas afecte también la propagación de choques de política y de los demás choques a la economía. ¿Qué es endógeno y qué es exógeno en ese modelo?, ¿cómo es posible aislar los efectos de las tasas de interés sobre las condiciones macroeconómicas, cuando las tasas de interés son, a su vez, función de las mismas condiciones?

Este problema de simultaneidad no es trivial para el trabajo, pues, si recordamos, una parte de la literatura revisada (Echeverry *et al.*, 2002)

observa en la conducción de la política monetaria una fuente de la mayor volatilidad. Esto plantea la necesidad de que, en caso de encontrarse que la mayor volatilidad sea atribuible a la conducción de la política del Emisor, se diferencie si es la consecuencia de mayores choques de política o de una mayor respuesta sistemática de la autoridad al entorno macroeconómico.

Ahora bien, una pregunta adicional surge de este análisis: ¿cuál será el mejor indicador de política monetaria (IPM) capaz de capturar los choques de política dados por la autoridad monetaria? La pregunta no tiene una respuesta fácil, en especial si se considera un período de análisis como el contemplado en este trabajo, entre 1977 y 2003. En efecto, el esquema institucional de la política monetaria en Colombia durante las últimas tres décadas, no permite aislar de manera clara una sola variable de política *a priori* (Echeverry, 1993). Durante buena parte de los años 70 y 80, el Banco de la República tuvo una orientación monetarista que le otorgó prioridad a los agregados monetarios como meta intermedia en el diseño de su política⁷. Sin embargo, a partir de la independencia del Emisor y de la implementación del esquema de inflación objetivo, la tasa de interés de corto plazo fue ganando terreno como meta operativa de la política (Kalmanovitz, 2001). Específicamente, se tomó la tasa de interés interbancaria (TIB) como la meta intermedia, luego de encontrar evidencia a favor de una relación causal entre la TIB y las tasas de captación y colocación de la economía, donde la TIB servía como señal para las otras tasas de interés (Echeverry, 1997). Esta es la política que rige hoy.

De esta forma, se dificulta la escogencia *a priori* de una única variable de política como indicador de política monetaria (IPM); pues durante el período de análisis, no ha habido plena homogeneidad en las herramientas y objetivos intermedios de la autoridad. Por esta razón, se decidió tomar la tasa de interés real (TIR) como IPM, por ser la variable que realmente captura la postura (*stance*) contraccionista o expansionista de la autori-

⁷ Al respecto, Echeverry (1993) se mostró en contra de esta política y presentó evidencia que favorecía tomar al interés nominal como meta intermedia y al dinero (M1) como instrumento, por ser la tasa de interés la variable que mejor llevaba el mensaje de política monetaria a la economía.

dad. La TIR es la variable que afecta las decisiones de los agentes económicos, independiente de la herramienta adoptada como meta operativa por la autoridad⁸.

A. Un ejemplo

Como un primer acercamiento empírico al problema de simultaneidad se presentan en el gráfico 3 las correlaciones trimestrales de la tasa de crecimiento del PIB real ($t = 0$), con los rezagos (o *lags*: $t = -1; -2; \dots; -6$) y futuros (o *leads*: $t = 1; 2; \dots; 5$) de la tasa de interés real (*expost*)⁹ de captación como IPM. En el panel 1 se muestran los resultados para la totalidad de la muestra 1978.I – 2003.II; y en los tres paneles siguientes se muestran los resultados para las dos submuestras: pre-reformas: 1977.I – 1991.IV y post-reformas: 1992.I – 2003.II. Se complementa la evidencia con las correlaciones entre la tasa de crecimiento del PIB y la TIB como IPM para la segunda submuestra.

Incluso, en esta forma simple de observar los datos, se nota que las relaciones entre la política monetaria y la economía han cambiado a través del tiempo. Comparando las correlaciones de la primera submuestra con las de la segunda submuestra, se ven dos diferencias importantes. En primer lugar, las correlaciones entre la TIR y los cambios subsecuentes en el crecimiento real ($t = -1; -2; \dots; -6$) son sensiblemente *mayores*; en el último período (segunda submuestra), en relación con los de la primera submuestra, por lo que evidencia (quizá) un *aumento* en los efectos reales de la política, luego de las reformas.

En segundo lugar, las correlaciones entre el crecimiento real y movimientos subsecuentes en la TIR y en la TIB ($t = 1; 2; \dots; 5$), son sensiblemente *mayores* en el último período; de hecho, pasa de signo negativo a positivo,

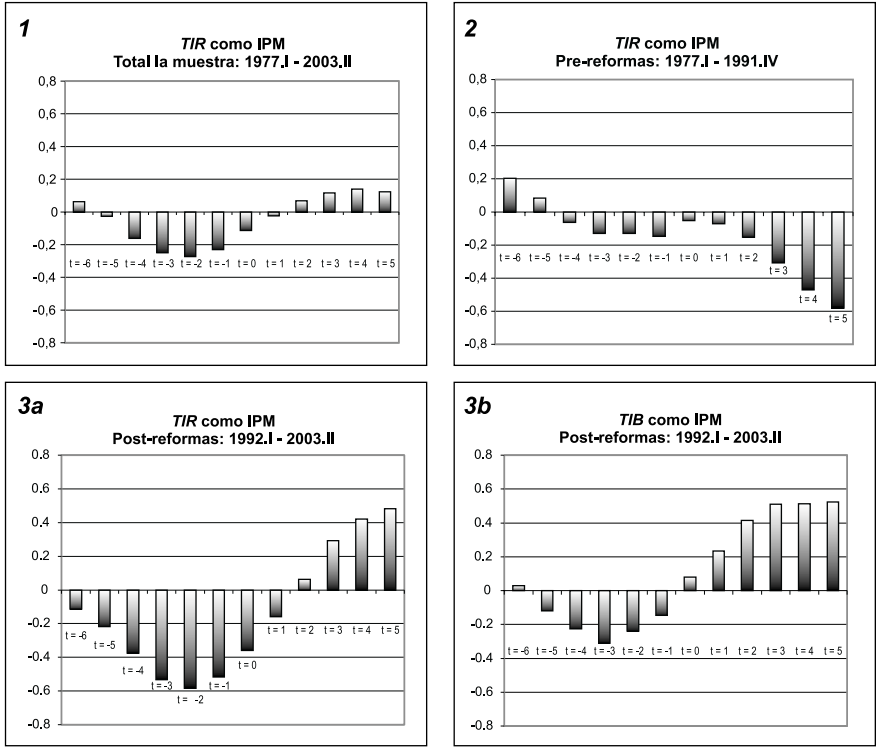
⁸ Esta escogencia no deja de ser controversial. En especial, se puede cuestionar el grado de control de la autoridad sobre el interés real. Por esta razón, se presentan pruebas de robustez sobre los resultados obtenidos con la TIR, tomando a otras variables (interés nominal y M1) como IPM alternativos.

⁹ Se tomó una medida *expost* en vez de una *exante* siguiendo a Echeverry y Eslava (1997), quienes encuentran que “la diferencia entre estas dos tasas no es marcada, y su evolución apoya la validez de los ejercicios realizados con la tasa *expost* para medir el impacto de la política monetaria”.

evidenciando (quizá) un *aumento* en el grado de respuesta sistemática de la autoridad ante los cambios en la actividad económica¹⁰.

Si bien, la economía también ha sufrido fuertes choques reales que pueden estar contaminando de forma simultánea este simple análisis de correlaciones¹¹, éste sí motiva la discusión más rigurosa en torno a los posibles cambios en la conducción de la política monetaria frente al entorno macroeconómico y sus efectos sobre la actividad económica.

Gráfico 3. Correlaciones trimestrales {crecimiento PIB real
 $t = 0$; interés real $t = -6, \dots, 5$ }.



Fuente: DANE y cálculos del autor.

¹⁰ Los resultados para el mismo ejercicio con el interés nominal como IPM (no se muestran), arrojaron también un aumento en el grado de respuesta sistemática de la autoridad durante el segundo período.

¹¹ Podría argumentarse que la aparente mayor respuesta del producto a cambios en el IPM durante el segundo período, está “contaminada” por otra serie de factores ajenos a la

II. Metodología de VAR recursivos

A. Motivación

Una propuesta más formal para solucionar el problema de simultaneidad mencionado, es la metodología de vectores autorregresivos (VAR) recursivos, con la cual se logra separar la dinámica de las variables analizadas en un componente endógeno (o sistemático) y otro aleatorio (o choque).

Esta metodología regresa un vector de variables (Y) contra rezagos del mismo. Formalmente, un modelo VAR es un sistema de ecuaciones que puede ser escrito en forma de matricial como:

$$B_0 Y_t = b + B_1 Y_{t-1} + B_2 Y_{t-2} + \dots + B_k Y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (2)$$

que proviene de una forma reducida:

$$Y_t = a + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_k Y_{t-k} + u_t \quad (1)$$

donde (1) y (2) se relacionan así: $a = B_0^{-1} b$; $A_j = B_0^{-1} B_j$; para $j = 1, \dots, k$. Dentro de un enfoque como el que se ha propuesto en este trabajo, un modelo como (2) resulta conveniente, pues permite dividir la dinámica de las variables de (Y) en un componente sistemático estructural ($b + B_1 Y_{t-1} + B_2 Y_{t-2} + \dots + B_k Y_{t-k}$) y unas perturbaciones o choques estructurales (ε_t)¹².

Siguiendo a CEE (1998), se supone que el vector Y_t se puede dividir en dos grupos:

$$Y_t = \begin{bmatrix} Z_t \\ S_t \end{bmatrix};$$

política, como la presencia de mayores choques sufridos por la economía colombiana, por ejemplo, por medio de flujos de capital o términos de intercambio, que este análisis de correlaciones simple no diferencia.

¹² La partición entre un componente explicado y otro no explicado, puede ser controvertible. En efecto, si se tuviera un pleno conocimiento de las variables que determinan la actividad económica, todo el cambio en estas variables sería atribuido a cambios en el componente sistemático. El conocimiento, sin embargo, no es tan completo, por lo que se recoge en el vector de perturbaciones los cambios no explicados.

donde Z_t es un vector que contiene las variables de actividad económica y S_t es un escalar que representa al indicador de política monetaria, IPM. De acuerdo con esto, el modelo estructural (2) queda representado por un sistema de ecuaciones, así:

$$\begin{bmatrix} B_0^{ZZ} & B_0^{ZS} \\ B_0^{SZ} & B_0^{SS} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} Z_t \\ S_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B_1^{ZZ} & B_1^{ZS} \\ B_1^{SZ} & B_1^{SS} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} Z_{t-1} \\ S_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} B_k^{ZZ} & B_k^{ZS} \\ B_k^{SZ} & B_k^{SS} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} Z_{t-k} \\ S_{t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^Z \\ \varepsilon_t^S \end{bmatrix}; (2.1)$$

El sistema (2.1) permite describir la evolución de las variables de actividad económica (Z) y del IPM (S) como respuesta de cambios contemporáneos y anteriores de ellas mismas y de perturbaciones aleatorias ε_t^Z y ε_t^S , que pueden ser interpretados como choques estructurales de actividad económica y de política monetaria, respectivamente¹³.

Con este marco, es posible plantear más formalmente las tres hipótesis iniciales, explicativas de la mayor volatilidad macroeconómica documentada para la economía colombiana:

H_1 : se dio un cambio en los parámetros estructurales (mecanismos de transmisión o de matrices B 's), haciendo que la economía sea más sensible que antes a los choques.

H_2 : la economía colombiana presenta unas variables de actividad económica, Z , que exhiben unos choques estructurales ε_t^Z más volátiles (mayor varianza);

H_3 : la autoridad monetaria ha dado menos choques de política, ε_t^S , tendientes a amortiguar los demás choques reales, haciendo que las variables reales, Z , sean más volátiles¹⁴.

¹³ Véase el anexo I, para el desarrollo formal del sistema de ecuaciones y un breve resumen de la teoría detrás de la metodología VAR.

¹⁴ Cabe señalar que las tres hipótesis contempladas, no son mutuamente excluyentes, pudiendo tener una combinación de ellas.

B. Selección de variables y método de identificación

Se conformó el vector (Z) con cuatro variables de actividad económica: a/ el balance fiscal (BF), definido como los ingresos menos gastos del gobierno central, como proporción del PIB y *proxy* de demanda agregada; b/ (el logaritmo de) la producción real industrial ($Lind$)¹⁵; c/ la tasa de inflación medida por IPC (inf); y c/ el índice de tasa de cambio real ($ITCR$), para contar con una medida cuyos choques puedan ser asociados como de oferta agregada. La variable escogida como IPM (S) fue, como se aclaró antes, una medida del interés real de captación *expost* (TIR). Se tiene así un vector de variables de actividad económica (Z) y un escalar (S), que pueden ser asociados con los choques estructurales ε_t^Z y ε_t^S , así:

$$Z_t = \begin{bmatrix} BF_t \\ Lind_t \\ Inf_t \\ ITCR_t \end{bmatrix}_{(4 \times 1)} \rightarrow \varepsilon_t^Z = \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{Demanda} \\ \varepsilon_t^{Ind} \\ \varepsilon_t^{Inf} \\ \varepsilon_t^{Oferta} \end{bmatrix}_{(4 \times 1)}$$

$$S_t = [TIR_t]_{(1 \times 1)} \rightarrow \varepsilon_t^S = [\varepsilon_t^{Política}]_{(1 \times 1)}$$

Cabe subrayar, sin embargo, que para una economía abierta y pequeña, como la colombiana, tomar como medidas de demanda y oferta agregadas al balance fiscal y a la tasa de cambio real, respectivamente, es obviamente un primer ejercicio, cuyos resultados deben ser tomados teniendo en cuenta algunos supuestos. Por una parte, el balance fiscal como *proxy* de la demanda agregada, supone que el componente endógeno que le impone los ingresos fiscales atados al nivel de actividad económico no es significativo. Por otra, se supone sobre la variable de tasa de cambio real, que los choques externos (*i.e.* cambios en el producto externo; los térmi-

¹⁵ Existe literatura nacional (Echeverry, 1993; Echeverry y Eslava, 1997) e internacional (Rudebusch, 1998) que sigue la propuesta metodológica de realizar este tipo de ejercicios, reemplazando el PIB por la producción industrial, dado que esta variable puede ser la que tengan a la mano las autoridades monetarias a la hora de la tomar decisiones, y no el PIB. Las variables BF y $Lind$ fueron desestacionalizadas. Para una explicación de la construcción de las variables y sus fuentes, véase el anexo I del Documento CEDE 2003-18, agosto de 2003.

nos de intercambio y el interés real externo) e internos (*i.e.* de gasto público) que en la práctica captura esta variable, afectan únicamente la oferta agregada nacional. Sin embargo, teniendo en cuenta estas aclaraciones y supuestos, se considera que esta división de variables de oferta y demanda es un primer ejercicio válido¹⁶.

Una vez definidas las variables, es necesario especificar el método de identificación de los parámetros estructurales. Como es sabido, la metodología VAR enfrenta un problema de identificación, que hace necesario especificar una serie de restricciones sobre la estructura económica asumida (*véase* anexo I). Si bien, CEE (1998) afirman que no existe un consenso sobre cuál es el mejor método de identificación, la metodología que ellos proponen y que se siguió de cerca en este trabajo, es una cuya estructura económica se construye a partir de unas restricciones de corto plazo, tal es que la matriz de relaciones contemporáneas B_0 sea triangular inferior, lo que se conoce en la literatura como el supuesto recursivo.

De esta forma, las variables se determinan en bloques: primero, se determinan las variables de la actividad económica, Z_t ; y, de forma contemporánea, la autoridad fija su instrumento, S_t , pero sus decisiones de política sólo afectan de forma rezagada a la actividad económica (Z). De esta forma, el indicador de política puede ser visto por medio de la ecuación: $S_t = f(\Omega_t) + \varepsilon_t^S$; donde (Ω_t) es un conjunto de variables que representa la información que dispone la autoridad y que está predeterminado respecto al choque de política, ε_t^S . Este supuesto es fundamental, pues implica que los errores estructurales de la economía (ε_t^S y ε_t^Z) sean ortogonales al componente sistemático de S_t y Z_t , permitiendo encontrarlos como los residuos de una estimación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO).

Teóricamente, esta estructura implica que la economía colombiana se comporta en el corto plazo, de acuerdo con un modelo (Mundell-Fleming) de economía pequeña y abierta, con rigideces temporales en precios y salarios nominales, y movilidad imperfecta de capitales, donde la determinación del producto de corto plazo se hace al equilibrar el mercado de bienes (IS) y el monetario (LM). En este equilibrio, los choques exógenos de

¹⁶ Más adelante se someten los resultados obtenidos con este modelo estándar a pruebas de robustez entre las que se encuentran la selección de otras variables en el vector (Y).

demanda (un choque de BF) y de oferta (un choque al $ITCR$) tienen efectos contemporáneos sobre el producto y son una fuente de volatilidad de corto plazo. Los valores de equilibrio que se alcanzan en las variables en términos de producto y precios, afectan contemporáneamente las decisiones de la autoridad monetaria sobre la LM. Al hacer que varíe su objetivo intermedio (una tasa de interés de referencia o un agregado monetario), la autoridad puede alcanzar el nivel objetivo de interés real, tal que afecte temporalmente y de forma rezagada los niveles de equilibrio de la actividad económica. El efecto real de la política dependerá negativamente del grado de movilidad de capitales y positivamente del tiempo en que demore el ajuste de las variables nominales¹⁷.

C. Verificación de la primera hipótesis, H_1 , sobre estabilidad de parámetros

Luego de verificar las propiedades estacionarias y relaciones de largo plazo (cointegración) de las variables empleadas, se realizó una serie de pruebas estadísticas sobre el modelo para todo el período muestral, con el objetivo de verificar la estabilidad de los mecanismos de transmisión (matrices B 's). Estas pruebas se valen de un *test* de estabilidad de los parámetros (*Cusum Cuadrados*) y otro de quiebre estructural (*test* de *Chow*), donde se plantea en la hipótesis (alterna) un cambio estructural en los parámetros a partir de las reformas estructurales. De forma complementaria, se realizaron experimentos contrafactuales para aislar los componentes aleatorio y sistemático del modelo y medir así la contribución independiente de cada uno de estos en la mayor volatilidad del producto real colombiano.

Resultados

- **Pruebas de raíz unitaria, cointegración y determinación del orden del rezago:** dado que para la estimación del modelo es necesario que las series que se van a relacionar sean estacionarias, se realizaron la pruebas de Dickey-Fuller aumentada y de Phillips-Perron sobre

¹⁷ En el anexo I se explica la solución al Problema de Identificación propuesta en CEE (1998), así como un soporte gráfico de la teoría asumida en la construcción de la matriz B_0 . También se comentan brevemente las otras metodologías de identificación propuestas en la literatura y se explica por qué se prefirió el enfoque de CEE (1998).

existencia de raíz unitaria para las variables en niveles y en primeras diferencias.

Se encontró que todas las series en niveles, excepto la tasa de interés real (*TIR*) y el balance fiscal (*BF*), presentan raíz unitaria. Sin embargo, al evaluar las series en primeras diferencias, *D(Lind)*, *D(Inf)*, *D(ITCR)*, no existe evidencia para aceptar la existencia de raíz unitaria; por lo que se concluye que las series en niveles son integradas de orden uno (excepto *TIR* y *BF*, que son estacionarias en niveles). Se procedió luego a practicar un análisis de cointegración para determinar si las series que presentan propiedades no estacionarias en niveles (*Lind*, *Inf*, *ITCR*), tienen alguna relación de largo plazo que sea estacionaria.

Para el análisis de cointegración, se consideraron sólo tres tipos de modelos diferentes (el modelo 2 o *cimean*, el modelo 3 o *drift*, y el modelo 4 o *cidrift*), y se siguió el criterio de Pantula para determinar el número de vectores de cointegración. Se encontró que las variables *Lind*, *Inf* y *ITCR* no presentan una relación de largo plazo. Lo que implica la ausencia de cointegración en niveles, haciendo que se puedan estudiar las variables mencionadas en primeras diferencias.

Por último, se estimó con tres rezagos de acuerdo con los criterios de información (Akaike, Schwarz y Hanna-Quinn) y las pruebas multivariadas de autocorrelación y normalidad¹⁸.

- **Pruebas sobre la estabilidad del modelo:** se realizó el *test* de *Cusum Cuadrados* para evaluar la estabilidad de los parámetros $\{A_1, A_2, A_3\}$ del modelo en forma reducida (1): $Y_t = a + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + A_3 Y_{t-3} + u_t$. Recordando que las matrices de la forma reducida se relacionan con los parámetros estructurales, así: $A_j = B_0^{-1} B_j$ (para $j = 1, 2, 3$), podemos afirmar que las pruebas de estabilidad sobre las matrices de la forma reducida $\{A_1, A_2, A_3\}$ reflejarán por igual la estabilidad de los mecanismos que propagan los choques estructurales $\{B_1, B_2, B_3\}$, en forma contemporánea o rezagada. Los resultados de esta prueba (véase anexo II) muestran inestabilidad para las matrices correspon-

¹⁸ Los resultados de las pruebas de raíz unitaria, cointegración y orden de rezago están disponibles en el anexo II (Apéndice Estadístico) del Documento CEDE 2003-18, agosto de 2003.

dientes a las ecuaciones de las variables *BF*; *D(ITCR)* y, más importante aún, *D(Lind)*.

De forma complementaria, el cuadro 1 presenta la prueba de cambio estructural (*test de predicción de Chow*) en los parámetros de cada ecuación para la “vecindad” del año en que se implementaron las reformas¹⁹.

Cuadro 1. Test de cambio estructural de Chow.

(H_0 : no existencia de cambio estructural de los parámetros en “quiebre”)

Ecuación	Quiebre: 1991.I <i>p-valor</i>	Quiebre: 1992.I <i>p-valor</i>	Quiebre: 1993.I <i>p-valor</i>
<i>BF</i>	0,001	0,000	0,000
<i>D(Lind)</i>	0,001	0,008	0,006
<i>D(Inf)</i>	0,928	0,913	0,914
<i>D(ITCR)</i>	0,000	0,000	0,000
<i>TIR</i>	0,209	0,185	0,453

Como se puede observar, para las ecuaciones de la *industria*, la tasa de cambio real y el balance fiscal, tanto el *test de Cusum Cuadrados* como el *test* de cambio estructural coinciden en rechazar la hipótesis de no existencia de cambio estructural en los parámetros que los interrelacionan con las demás variables macroeconómicas analizadas. Lo anterior valida la hipótesis (H_1) sobre un cambio en los mecanismos de propagación de los choques, haciendo que la economía colombiana sea más sensible que en períodos anteriores a estos choques. Más adelante se documentará cuáles fueron los choques ante los cuales la producción agregada se muestra más sensible.

- **Experimentos contrafactuales:** siguiendo con el modelo en forma reducida, (1), para esta prueba se seleccionaron dos submuestras (antes y después de las reformas²⁰) y se buscó por

¹⁹ Se habla de “vecindad”, pues los *test* se realizaron para los primeros trimestres de los años 1991, 1992 y 1993. Esto se debe a que, en primer lugar, algunas de las reformas comenzaron con anterioridad a la expedición de la nueva Constitución Política de 1991; y, en segundo, se supone que en algunas variables el quiebre se haya dado con un cierto rezago.

²⁰ Si bien puede haber discusión sobre la fecha en que las reformas comenzaron a tener efecto sobre la economía, se tomará el primer trimestre de 1992 como la primera observación de la segunda submuestra. Se escogió esta fecha, pues la principal de las reformas para este trabajo, aquella a la banca central, no se dio sino hasta el segundo semestre de 1991, con la conformación de la Junta Directiva del Banco de la República.

medio de una metodología de experimentos contrafactuales, descomponer el cambio, entre submuestras, de la varianza de cada una de las variables en su origen sistemático (es decir, los mecanismos de propagación de la economía) y el origen no explicado por el modelo (o choques exógenos).

La evolución del vector Y_t , que contiene las variables macroeconómicas cuyo comportamiento y evolución buscamos explicar, depende tanto de perturbaciones no explicadas, u_t , como de un componente sistemático (a, A_1, A_2, A_3) que determina cómo estos choques se propagan por la economía. Así, una mayor volatilidad en las variables analizadas, como la documentada para la economía colombiana después de las reformas, puede deberse a que la economía es más sensible, fenómeno que está relacionado con cambios en los mecanismos de propagación (a, A_1, A_2, A_3), del cual las pruebas sobre estabilidad presentan evidencia; o a una mayor volatilidad del componente aleatorio del modelo (u_t), asociado con una mayor vulnerabilidad de la economía a los choques exógenos.

Por medio de experimentos contrafactuales, se busca aislar la contribución de cada uno de los dos componentes ($a, A_1, A_2, A_3; u_t$) en el cambio de varianza para cada variable del sistema entre la primera y la segunda submuestra. La descomposición es el resultado de dos “experimentos”, en los que se deja constante uno de los dos componentes entre una muestra y la otra, y se observa cuál hubiese sido el cambio de varianza en cada caso.

En el cuadro 2 se presentan los resultados de los experimentos realizados para el modelo. En la segunda y en la tercera columnas se muestra la varianza de cada una de las variables del modelo para el primer y el segundo período, respectivamente. En las últimas tres columnas se da, respectivamente, el cambio en la varianza de una muestra a otra, así como la descomposición de este cambio en su origen sistemático (a, A_1, A_2, A_3) y no explicado (u_t). La quinta columna del cuadro 2 se obtiene asumiendo el “contrafactual” que las innovaciones (u_t) no ha cambiado de una muestra a la otra²¹.

²¹ Para una explicación en detalle de esta metodología, véase el anexo IV (Apéndice Estadístico) del Documento CEDE 2003-18, agosto de 2003.

Cuadro 2. Experimentos contrafactuales.

Varianza	1ra. submuestra 77.I - 91.IV	2da. submuestra 92.I - 01.IV	Variación	Cambio como resultado de Propagación Residuos	
<i>BF</i>	0,1693	0,7674	0,5981	0,0222 3,72%	0,5759 96,28%
<i>D(Lind)</i>	0,0019	0,0048	0,0029	0,0050 171,19%	-0,0021 -71,19%
<i>D(Inf)</i>	0,0057	0,0011	-0,0046	-0,0015 32,83%	-0,0031 67,17%
<i>D(ITCR)</i>	62,4419	71,3751	8,9331	12,8343 143,67%	-3,9012 -43,67%
<i>TIR</i>	0,0033	0,0037	0,0003	0,0019 566,76%	-0,0016 -466,76%

Fuente: Cálculos del autor.

Esto provee una medida del aporte de los mecanismos de transmisión en la evolución de la volatilidad de las variables macroeconómicas estudiadas ante perturbaciones constantes. La sexta columna se obtiene haciendo lo contrario, es decir, manteniendo el componente sistemático constante y permitiendo que sólo varíe el componente no explicado de una muestra a otra.

El principal resultado del cuadro 2 muestra que *la actividad productiva es más sensible al entorno macroeconómico*, reforzando la evidencia obtenida a partir de las pruebas de estabilidad de los mecanismos de propagación y aceptando la validez de la primera hipótesis, H_1 .

Es necesario ahora complementar estos últimos resultados, con una medida de los choques estructurales (ε_t) que han afectado la economía nacional²², para lo cual se necesita añadirle estructura económica al modelo, que es, precisamente, el objeto de la sección siguiente.

²² Como se describe en el anexo I, la relación entre los residuales de la forma reducida, u_t , y los choques estructurales, ε_t , puede verse así: $\sum u = B_0^{-1} \sum \varepsilon (B_0^{-1})'$. De esta forma, un análisis sobre los residuales de la forma reducida, puede estar contaminado por cambios de carácter sistemático en la matriz de relaciones contemporáneas B_0 , lo que hace necesario contar con los choques fundamentales no correlacionados. En todo caso, cabe resaltar que la inestabilidad encontrada en los mecanismos de propagación de los choques sobre la actividad real del modelo en forma reducida por medio de pruebas de estabilidad de los coeficientes de las matrices, sigue siendo del todo válida.

D. Verificación de las hipótesis, H_2 y H_3 , sobre choques estructurales

Asumiendo la estructura recursiva, antes sustentada sobre la matriz de relaciones contemporáneas, B_0 , se procedió a su estimación y, a partir de esta, se obtuvo una medida de los residuales estructurales de actividad económica y de política monetaria, ε_t^Z y ε_t^S , respectivamente. Con éstos, se pudo verificar las hipótesis H_2 y H_3 sobre cambio en el tamaño de los diferentes choques sufridos tras las reformas estructurales de principio de los años noventa.

Adicionalmente, se volvió a dividir la muestra entre antes y después de la reformas, para así estimar las matrices (B_0) para cada submuestra. A partir de esto, se procedió a construir, para cada período, las respuestas dinámicas (funciones de impulso-respuesta, FIR), y la descomposición de varianza hasta 12 trimestres para las variables $D(Lind)$ y el IPM, TIR , ante choques de un desviación estándar a todas las demás variables del sistema estructural.

De esta forma, se buscó tener una representación dinámica del cambio en la sensibilidad de la variable de actividad económica, $D(Lind)$, antes y después de las reformas estructurales. Con la FIR del IPM se busca representar el cambio en la respuesta sistemática de la autoridad ante los diferentes choques sufridos por la economía. Se seguirá acá el enfoque de CEE (1998), quienes sugieren hacer el análisis del comportamiento de la autoridad por medio de las respuestas dinámicas del IPM sin presentar explícitamente los parámetros estimados para evitar el riesgo en que se incurre al tratar de asignar una interpretación estructural a los coeficientes estimados en la función de reacción de la autoridad²³.

Resultados

- **Estimación de B_0 y perturbaciones estructurales ε_t** : luego de estimar la matriz B_0 , se procedió a calcular los residuales estructurales ε_t (véase anexo III) y sobre éstos se realizó una prueba de cambio de

²³ De una forma muy resumida, el riesgo surge porque “el hacedor de política monetaria reacciona a la información no depurada diferente de la información depurada de la que dispone el investigador”. Para una explicación detallada de este riesgo, se remite al lector al artículo de CEE (1998).

varianza entre cada submuestra (cuadro 3). Como se puede observar, se presentan unos choques estructurales significativamente más pronunciados en la segunda submuestra (sombreada) en las dos variables que recogen los choques de demanda (ε^{BF}) y oferta ($\varepsilon^{D(ITCR)}$). Y, más importante aún, también es significativa la presencia de choques más volátiles (hacia valores negativos) en la producción industrial ($\varepsilon^{D(Lind)}$). De esta forma, también hay evidencia a favor de la hipótesis segunda, H_2 , sobre una mayor presencia de choques estructurales en la actividad económica colombiana a partir de las reformas.

En contraposición a esto, los choques del IPM (ε^{TIR}) no presentan un cambio de varianza de una muestra a la otra. Para el período post-reformas, se observan choques de política importantes de carácter contraccionista (como las medidas contraccionistas de comienzos de los años 90 para esterilizar el influjo de capitales extranjeros, o los episodios de defensa de la banda cambiaria en 1998) y expansionista (en las dos recesiones de fin de siglo, en 1996 y 1999)²⁴. Sin embargo, para estos choques de política, no existe evidencia para rechazar la hipótesis de varianzas iguales en ambas submuestras. Esto implica que la autoridad no ha dado menos choques de política que antes de las reformas rechazando la tercera hipótesis, H_3 , sobre una autoridad monetaria “pasiva” que no amortigua como antes los choques en el período post-reformas.

Cuadro 3. Prueba de hipótesis sobre varianzas de los residuales estructurales.

$\{H_0: \sigma^{\varepsilon}_{(Post-reformas)} = \sigma^{\varepsilon}_{(Pre-reformas)} ; H_a: \sigma^{\varepsilon}_{(Post-reformas)} > \sigma^{\varepsilon}_{(Pre-reformas)}\}$				
Var(ε) = σ^{ε}		Var(ε) = σ^{ε}	Estadístico	
Período:	Ecuación	Período:	(VC: 5%: 1.82;	Resultado
1978.IV - 1991.IV		1992.I - 2003.II	10%: 1.44)	
0,384	<i>BF</i>	1,339	3,487	Rechazo
0,695	<i>D(Lind)</i>	1,032	1.485	Rechazo
1,184	<i>D(Inf)</i>	0,472	0,398	No rechazo
0,444	<i>D(ITCR)</i>	1,325	2,983	Rechazo
0,737	<i>TIR</i>	0,967	1,312	No rechazo

Nota: los valores críticos (VC) provienen de una distribución F(n2-1/n1-1), es decir, con 40/60 grados de libertad.

²⁴ Este punto se tratará extensamente en el siguiente capítulo, donde se emplea una metodología que analiza la conducta del Emisor en cada uno de estos dos episodios recesivos.

- **Respuestas dinámicas y descomposición de varianza:** en el anexo IV se encuentran los ejercicios de descomposición de varianza y FIR de la variable $D(Lind)$, ante choques de una desviación estándar a todas las demás variables del sistema estructural para cada una de las dos submuestras: 1977:I - 1991:IV y 1992:I - 2003:II. Además, se presentan las FIR del IPM, TIR , ante choques estructurales en $D(Lind)$, $D(Inf)$ y $D(ITCR)$.

Para el caso de la industria, ésta se muestra más sensible a todos los choques estructurales durante el período post-reformas con relación al período anterior. Adicionalmente, la descomposición de varianza muestra que los choques de oferta medidos por $D(ITCR)$, son los que más han ganado importancia relativa dentro de la variabilidad del producto entre los dos subperíodos. Esto reafirma lo dicho antes en el sentido que no sólo estamos en presencia de mayores choques estructurales, H_2 , sino que, además, existe más sensibilidad de la actividad económica hacia éstos, H_1 , en especial, si son medidos mediante cambios aleatorios en el $ITCR$.

Para el segundo período, la reacción de la autoridad ante los choques estructurales, medida por medio de las FIR de la TIR ante los choques estructurales en $D(Lind)$, $D(Inf)$ y $D(ITCR)$, evidencia una *mayor reacción sistemática* contraccionista del Emisor ante choques inflacionarios. Esto no resulta extraño dentro de un esquema de inflación objetivo para el segundo período. También se obtiene una respuesta contraccionista mayor ante choques en $D(ITCR)$, sin duda capturando el esquema de banda cambiaria que operó durante buena parte de la segunda muestra. Por último, se alcanza a recoger un comportamiento contracíclico en relación con la actividad real, que si bien no es tan fuerte como en el caso de las otras dos variables, implica que la autoridad no ha estado exclusivamente “señida” a sus objetivos inflacionarios y (hasta hace poco) cambiarios.

E. Robustez de los resultados

- **Otras medidas de IPM:** como se mencionó antes, es posible argumentar que la TIR no sea el mejor IPM. Por esa razón, como primera prueba de robustez, se procedió a verificar los resultados obtenidos con el modelo estándar (donde el IPM era la TIR), estimando el mo-

delo con la tasa de interés nominal (*TIN*), la *TIB* (sólo para el segundo subperíodo) y el dinero (*MI*) como IPM alternativos.

Los resultados (véase anexo V) son satisfactorios para cada uno de los IPM alternativos. Para el caso de la *TIN*, los residuos estructurales medidos por medio de este IPM, se correlacionan con los demás choques estructurales medidos con las alternativas para IPM. En especial, los choques estructurales medidos con *TIR* y *TIN* muestran una correlación de 0,75. Adicionalmente, pruebas de causalidad de *Granger* llevadas a cabo sobre la totalidad de la muestra, evidencian que los choques de política medidos con la *TIR* causan a aquellos medidos con la *TIN*, implicando que no se pierde información tomando la *TIR* como IPM, en vez de la *TIN*. Más importante aún, es indiferente la escogencia entre *TIN* y *TIR* a la hora de medir los choques de política. También se encuentra que la *TIB* y el dinero causan la *TIR*, haciendo pensar que los dos primeros actúan como instrumentos y el interés real como el objetivo de política, por el cual se obtienen efectos reales sobre la actividad económica. Adicionalmente, los choques de política medidos por estas dos variables alternativas, muestran que (para la *TIN*) es sólida la evidencia de varianzas iguales en los choques de política igual. Para el caso del dinero, la evidencia muestra, incluso, que la variabilidad en los choques de política es mayor en la segunda submuestra.

Otro resultado de interés se obtuvo recalculando la reacción de la autoridad ante los choques estructurales, medida por medio de las FIR de los IPM alternativos (*TIN* y *MI*) ante los choques estructurales en *D(Lind)*, *D(Inf)* y *D(ITCR)*. La evidencia fue robusta al encontrar que con estos dos IPM alternativos es incluso más evidente una mayor respuesta sistemática de la autoridad en el segundo período. En síntesis, se puede decir que con un rango más amplio de IPM, es robusta la evidencia en contra de la tercera hipótesis, H_3 , sobre una autoridad monetaria “pasiva” en el período post-reformas.

- **Especificación alternativa de la función de reacción de la autoridad:** luego de estudiarse el caso de IPM alternativos a la *TIR*, se contempló la posibilidad de una especificación alternativa en la función de reacción de la autoridad. Como se mencionó anteriormente, el enfoque recursivo supone que la función de reacción de la autoridad puede ser vista de acuerdo con la ecuación $S_t = f(\Omega_t) + \varepsilon_t^S$; implicando que

la autoridad fija su *stance* de política mirando sólo variables predeterminadas (Ω_t). En el caso del modelo estándar, (Ω_t) está conformado por variables observadas provenientes de un equilibrio en el mercado de bienes: $\Omega_t = [BF_t; Yind_t; Inf_t; ITCR_t]$.

Sin embargo, es plausible argumentar que la conducta del Emisor se basa de acuerdo con una regla de Taylor, donde el *stance* de la política no depende de variables como el *ITCR* o *BF*, sino únicamente de las desviaciones observadas de las dos variables objetivo-final de la autoridad (producto e inflación) respecto a su nivel potencial, haciendo que:

$$\Omega = [(Yind_t - Yind^*); (Inf_t - Inf^*)]^{25}.$$

Por estas razones, se planteó una prueba de robustez sobre la especificación de la función de reacción, siguiendo con el supuesto de un comportamiento “hacia atrás” (*backward looking*) donde la autoridad fija su *stance* de política dependiendo de las desviaciones *observadas* de las variables objetivo (producto e inflación) respecto a su nivel potencial²⁶. Cabe anotar, además, que se siguió especificando la función de reacción con el *ITCR*, dado que durante buena parte de la muestra el Banco tuvo una meta explícita sobre la tasa de cambio nominal (ya sea con el esquema de *crawling peg* o el de banda cambiaria hasta 1999.III).

Nuevamente, los resultados (véase anexo V) se mostraron robustos en la medida que hay evidencia de choques estructurales de actividad mayores, medidos esta vez como las desviaciones de la producción industrial respecto a su tendencia. Así mismo, se volvió a encontrar evidencia en contra de la tercera hipótesis, H_3 ; pues con esta especi-

²⁵ Incluso, puede afirmarse que estas desviaciones no son necesariamente observables por parte de la autoridad a la hora de tomar sus decisiones de política, implicando un comportamiento “volcado hacia el futuro” (*forward looking behavior*), así mismo por la autoridad, donde: $\Omega_t = [E(Yind_{t+h} - Yind^*); E(Inf_{t+h} - Inf^*)]$. Si bien este tipo de especificación se acerca más a la realidad del proceso de toma de decisiones de política monetaria, su aplicación al caso colombiano no deja de ser problemática y cuestionable. Se remite al lector al anexo I, para una discusión de este problema.

²⁶ Las desviaciones de la producción industrial y de la inflación son la diferencia entre el valor observado y su tendencia de largo plazo, calculada con el filtro HP ($\lambda = 1600$).

cación en la función de reacción, la TIR parece seguir reaccionando más ante choques en la desviación del producto. Sin embargo, esta vez la reacción ante la desviación de la inflación no parece ser tan fuerte como antes.

- **Otras medidas de actividad económica:** la siguiente prueba de robustez consistió en reemplazar la variable de producción industrial por otra medida de producción sectorial a disposición de las autoridades, el PIB comercial (*PIBcom*) y una variable más agregada como el PIB total (PIB). Adicionalmente, la variable que pretendía recoger los choques de oferta en el modelo original (ITCR), fue reemplazada por los ingresos (privados y oficiales) de capitales extranjeros registrados en la *Revista Mensual del Banco de la República*, con la que se pretendió recoger otra fuente de variabilidad de la economía²⁷.

Se planteó un primer modelo con el siguiente vector (Z): [$D(KF)$; $D(LPIBcom)$; $D(Inf)$]. Los resultados (véase anexo V) fueron robustos en la medida que para la variable $D(KF)$ se encontró nuevamente una inestabilidad en los parámetros estructurales, así como evidencia a favor de mayores choques estructurales en la variable *PIBcom* y una respuesta de la actividad económica (*PIBcom*) más sensible ahora que antes a choques de $D(FK)$. Sin embargo, no parece haber evidencia de mayores choques estructurales en la variable $D(KF)$. Lo anterior no puede ser entendido como que no hubo un influjo de capitales importante durante los años 90, sino que éste parece estar explicado por el modelo y no parece ser un choque inexplicado.

Para investigar más a fondo este hecho, se planteó un modelo que incorpore las dos variables, *a priori*, de oferta: $Z = [D(KF), D(LPIB), D(Inf), D(ITCR)]$, para capturar la posible interrelación existente entre $D(KF)$ y $D(ITCR)$. Se buscó así que el análisis de la reacción del producto se realizara sobre una variables menos sectorizadas, por

²⁷ Sin embargo, el problema de identificación en el origen del choque (demanda u oferta) prevalece, pues es completamente válido argumentar que mientras que unos flujos impactan directamente la oferta, también es cierto que otros afectan exclusivamente la demanda agregada. Esta discusión se daría, sin lugar a dudas, sobre los flujos de principios de los años noventa.

lo que se contempló el PIB agregado (total sectores). Los resultados son reveladores, pues muestran que con un nivel de flujos de capital dado, la sensibilidad del producto es significativamente mayor a choques en el *ITCR*, haciendo que esta variable sea la principal fuente de volatilidad real del período post-reformas: no sólo por la presencia de mayores choques, además porque el producto se muestra significativamente más sensible a éstos.

- **Distinto ordenamiento de (*Z*) y restricciones de largo plazo en la identificación:** los resultados obtenidos hasta ahora, deben tener en cuenta que un problema del enfoque recursivo es la alta sensibilidad de las FIR y la descomposición de varianza al ordenamiento del vector (*Z*). Por esta razón, los resultados se sometieron a pruebas de robustez con ordenamientos distintos al del modelo estándar $Z = [BF, D(Lind), D(Inf), D(ITCR)]$. Con un total de 24 (o 4!) ordenamientos posibles, se escogieron 6 distintas combinaciones que se acomodaran relativamente bien con la teoría sustentada antes. Los resultados (véase anexo V), en términos de la descomposición de varianza (FIRs no se muestran por razones de espacio), fueron robustos, al encontrar que para todos los ordenamientos contemplados, el *ITCR* es la variable que más gana participación, entre el primer período y el segundo, dentro de la variabilidad de la actividad industrial. Si bien, la participación del IPM, *TIR*, aumenta, ésta permanece muy modesta dentro de la variabilidad de la actividad económica. Parece entonces robusta la evidencia a favor de una mayor sensibilidad de la actividad económica a los choques, H_1 , en especial de oferta, medidos por medio de la *ITCR*.

Por último, se procedió a estimar las respuestas dinámicas de la actividad económica, $D(Lind)$, ante choques estructurales, pero siguiendo un criterio de largo plazo en la especificación de las restricciones económicas (véase anexo I), haciendo que solo los choques al producto ($e^{D(Lind)}$, en este caso se pueden asociar con choques tecnológicos), tengan efectos duraderos sobre la producción. Los resultados (véase anexo V) se mostraron robustos en la medida que mostraron una respuesta más sensible de la actividad productiva *en el corto plazo* a choques de oferta y demanda en el segundo período con relación al primero.

F. Síntesis

A manera de síntesis, el cuadro 4 resume la principal evidencia encontrada hasta ahora. Con la metodología VAR, se evidencia un cambio en los mecanismos de propagación de choques, implicando que la mayor volatilidad del producto pueda ser explicada por una mayor sensibilidad a los choques, H_1 . La metodología VAR recursivos (con estructura económica) complementó el análisis, y se encontró evidencia de mayores choques estructurales de oferta y demanda, H_2 . Estos resultados se mostraron robustos a distintas medidas de actividad sectorial y a una medida más agregada de actividad económica. Si bien, la presencia de mayores choques de oferta no se mostró robusta a otras medidas de oferta, sí se encontró en todos los casos, que la actividad económica es significativamente más sensible a estos choques. En especial, los choques al *ITCR* parecen explicar bien el incremento en la volatilidad real. En síntesis, no sólo parece haber evidencia de una mayor presencia de choques estructurales de oferta y demanda; además, parece haber evidencia de una mayor sensibilidad de la economía colombiana a éstos, en especial de los provenientes del *ITCR*.

Adicionalmente, no se encontró evidencia de que la mayor volatilidad sea el resultado de menores choques de política, producto de una autoridad monetaria “pasiva” que ya no estabiliza como antes la actividad económica, H_3 . Sin embargo, sí se encontró evidencia a favor de una autoridad, cuya reacción sistemática es más fuerte ante choques inflacionarios (propio de un régimen de inflación objetivo) y de *ITCR* (propio de un régimen de bandas cambiarias, como el que operó en buena parte del período post-reformas). Estos resultados se mostraron robustos a distintas medidas de IPM y dos especificaciones distintas de la función de reacción de la autoridad. En síntesis, la mayor volatilidad económica no puede explicarse por mayores o menores choques de política; como tampoco, en forma relevante, por la presencia de una mayor respuesta sistemática de la autoridad ante los choques en inflación o *ITCR*. De hecho, se encontró que el Emisor continúa mostrándose contracíclico, implicando que durante el segundo período sigue habiendo espacio para objetivos en términos de actividad económica. El siguiente capítulo busca enriquecer la anterior afirmación, empleando una metodología alternativa para el análisis de la conducción de la política monetaria.

Cuadro 4. Fuentes de volatilidad del producto real industrial.

	MECANISMOS DE PROPAGACIÓN	CHOQUES ESTRUCTURALES			
		TCR	Fiscal	Producto	Política (TIR)
VAR	Más sensibles				
VAR recursivos		Mayores	Mayores	Mayores	Sin evidencia

III. Una metodología alternativa

A. Motivación

Una metodología alternativa que se ha propuesto en la literatura especializada para analizar la conducción de la política monetaria y sus efectos reales de corto plazo, es el llamado enfoque narrativo (*narrative approach*), propuesto desde el influyente trabajo de Friedman y Schwartz (1963) y más tarde empleado por Romer y Romer (1989). Para los primeros, la política monetaria “es la conjunción de los eventos económicos, las instituciones monetarias, y las doctrinas y creencias del momento y de los individuos particulares que toman las decisiones de política”²⁸. Por esta razón, el marco de análisis de la política monetaria que proponen comprende procedimientos menos estadísticos, en la identificación de episodios de política monetaria que involucren el uso de fuentes históricas, como las minutas de la autoridad central, a partir de los cuales se pueda construir una función de reacción de la autoridad diferente para cada uno de los episodios²⁹.

²⁸ Friedman y Schwartz (1963). Traducción del autor.

²⁹ Además de esto, cabe subrayar que el análisis de la conducción de la política monetaria y sus efectos reales de corto plazo mediante el método de VAR recursivos, no ha estado libre de críticas. En Rudebusch (1998) se afirma que tomar las mediciones de los residuos como choques de política monetaria, puede no ser la mejor herramienta para la identificación de períodos de política monetaria laxa o fuerte. El autor muestra que, para el caso de EE.UU., los choques de política monetaria obtenidos de modelos VAR difieren sustancialmente de las interpretaciones estándar sobre políticas pasadas del FED. Igualmente, encuentra una baja correlación entre los choques obtenidos de modelos VAR y aquellos medidos por las fluctuaciones atípicas de los *federal funds futures* (futuros sobre tasas del FED). Más importante aún, C. Sims, quien fuera el precursor del uso de la metodología VAR para análisis macroeconómico, afirma que si bien esta herramienta puede proveer unos resultados precisos en términos de la respuesta de una economía a choques exógenos, la interpretación de los residuos como la representación histórica de acciones de política monetaria puede ser “problemática”. Cabe señalar, sin embargo, que no parece haber un consenso al respecto en la literatura internacional. Para una posición contraria, véase Evans and Kuttner (1998) o Boivin y Giannoni (2002).

Para el caso colombiano, Echeverry (1996) emplea esta metodología identificando los episodios en los cuales se dieron choques inflacionarios entre 1970 y 1991. A partir de cada episodio construye una función de reacción de la autoridad para las diferentes herramientas a su disposición. La evaluación de la función de reacción de la autoridad se complementa con la revisión de las minutas de la Junta Monetaria, para caracterizar mejor los episodios de política monetaria identificados previamente de forma estadística. Con esto se tiene un instrumento con el que se puede medir la *fuerza* de la respuesta del Emisor ante el choque inflacionario y así mismo, una evidencia narrativa que respalda los resultados.

A continuación se propone extender esta metodología al período post-reformas: 1991.II - 2001.IV. De esta forma se cuenta con una misma herramienta de análisis para comparar el comportamiento de la autoridad en los dos subperíodos y así darle un contexto narrativo al análisis de la conducta del Emisor, hasta ahora tratado de forma estadística, respaldándose en evidencia casuística de “episodios” de política que *en realidad* sucedieron en la economía colombiana, en vez de “fabricarlos” econométricamente.

La extensión de dicha metodología para el rango de datos del segundo período tiene, sin embargo, un problema metodológico al no contar con acceso a las minutas de la Junta Directiva del Banco de la República durante este período, siendo éstas las que evidencian las verdaderas intenciones de la autoridad³⁰. Se intentará sobrepasar esta dificultad, teniendo como fuente alternativa la evidencia bibliográfica recopilada en los informes de la Junta Directiva del Banco de la República (JDBR), las notas editoriales del gerente del Emisor y algunos artículos escritos por los codirectores de la JDBR en la *Revista del Banco de la República*, así como los escritos de otros actores que estuvieron cerca al proceso de toma de decisiones de política.

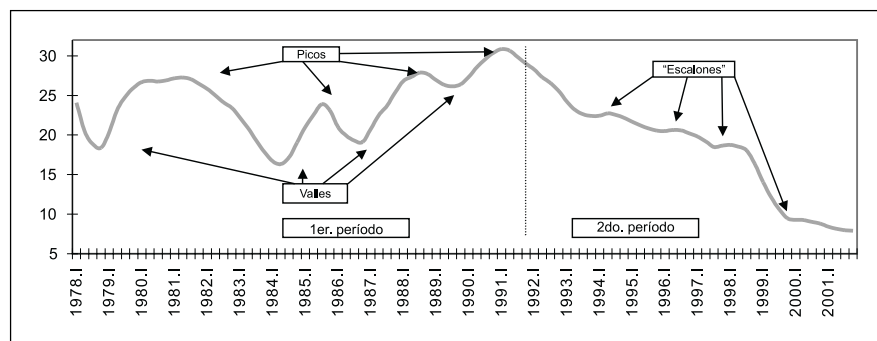
B. Identificación de episodios y función de reacción de la autoridad

Los episodios sobre los cuales vamos a construir la función de reacción de la autoridad son de dos tipos: inflacionarios y de actividad económica real.

³⁰ Sobre las actas de la Junta Directiva del Banco de la República existe una reserva legal que prohíbe su consulta.

Para esto se definió un promedio móvil centrado en dos trimestres, para capturar las tendencias de las variables inflación y producto industrial, y se identificaron los “picos” y “valles” de duración (promedio) igual a cuatro trimestres para ambas series. Cabe aclarar que para la inflación no se observan unos “picos” o “valles” claros durante el segundo período, por la tendencia decreciente registrada a lo largo de éste. Sin embargo, sí se evidencian tres “escalones”, en los que al parecer se trató de revertir esta tendencia. Se analizará la conducción de la política del Emisor ante estos tres episodios y los otros registrados por la actividad económica real, con especial atención a las dos recesiones vividas durante el segundo lustro de los años noventa. Los gráficos 4 y 5 muestran la identificación gráfica de estos episodios³¹.

Gráfico 4. Inflación (%). MA(2).



Fuente: DANE y cálculos del autor.

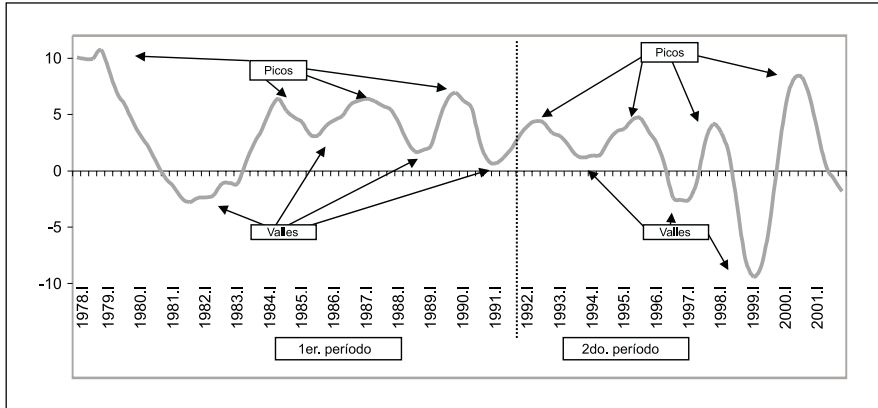
De esta manera, siguiendo de cerca a Echeverry (1996), se construye la respuesta de la autoridad a cada uno de estos episodios inflacionarios y de actividad económica de la siguiente forma:

- i. Se estima un proceso autorregresivo para el IPM (*TIR* nuevamente) sobre todo el rango de datos: 1977.I – 2001.IV³²;
- ii. A partir de esta estimación se calcula, para cada episodio, la predicción dinámica (*dynamic forecast*) del IPM para los cinco trimestres siguientes al comienzo de cada episodio, y

³¹ Véase el anexo VI para las fechas de los episodios encontrados para las dos series.

³² Para ver los resultados de la estimación de los dos procesos autorregresivos, se remite al lector al Documento CEDE 2003-18, agosto de 2003.

Gráfico 5. Crecimiento Real (%) de la Industrial. MA(2).



Fuente: DANE y cálculos del autor.

- iii. Se calcula la diferencia entre el comportamiento real (observado) del IPM y su predicción: $(IPM_i^{observado} - IPM_i^{proyectado})$ para $i = 1, 2, \dots, 5$.

El resultado de este ejercicio (véase anexo VI), es conocido como los errores de predicción y, de acuerdo con Romer y Romer (1989), capturan el comportamiento del IPM durante el episodio aparte de lo que se hubiera esperado si el episodio no hubiera sucedido. De esta forma, los errores de predicción representan la función de reacción de la autoridad.

Para mayor claridad en la exposición de estos errores de predicción, se subdivide el período post-reformas en dos: 1991-1995 y 1996-2001. Como se puede apreciar, también se reportan los errores para los episodios del período 1977-1991, para poder así contrastar la fuerza con la que el Emisor empleó su instrumento antes y después de las reformas.

C. Resultados

- **Primera mitad de los años 90:** El primer pico de la actividad industrial, 1992.I - 1992.III, se dio en medio de una masiva entrada de capitales al país que, dado el nuevo arreglo cambiario de flotación entre bandas que tenía el país, trajo consigo una importante acumulación de reservas por parte de la autoridad. Como lo evidencia la función de reacción construida para este episodio (gráfico A.6 del anexo VI), la autoridad no reaccionó de manera alguna en forma contracíclica.

Incluso, los errores de predicción para este episodio muestran que el comportamiento expansionista para el IPM es sensiblemente mayor a cualquier comportamiento registrado durante el primer período. En Carrasquilla (1997) se identifica una voluntad expansionista por parte del Emisor entre 1990 y 1992³³. Sin embargo, en este episodio, la tendencia decreciente de la inflación no se vio seriamente comprometida.

El siguiente episodio “valle” al que se enfrentaría la autoridad, 1993.III - 1994.II, se contrapone al primer episodio “escalón” de la inflación durante el segundo período, 1993.IV - 1994.III. La función de reacción muestra que aunque moderadamente débil, la respuesta fue contraccionista implicando que la autoridad escogió la estabilización de precios para volver a la tendencia decreciente que estaba exhibiendo la inflación (gráfico A.5, *ibidem*). En Carrasquilla (1997), este comportamiento explícitamente contraccionista es mencionado y se identifica al año 1993, como el comienzo de un período en donde el crecimiento del dinero exhibe una clara tendencia negativa siguiendo una política antiinflacionaria.

En efecto, la actitud contraccionista de la autoridad continuó manifestándose con fuerza en el siguiente episodio pico de la producción industrial, 1995.II - 1995.III. Como se puede apreciar, el IPM muestra un comportamiento contraccionista respecto al primer período (gráfico A.6, *ibidem*). Lo que se puede inferir de este episodio, es que la autoridad intervino, esta vez, de forma contracíclica, para asegurar que el ciclo expansionista de la actividad real no hiciera peligrar la tendencia decreciente de la inflación.

- **La segunda mitad de los años noventas:** el siguiente episodio “escalón”, en el que la inflación dio muestras de revertir su tendencia decreciente, 1996.I - 1996.IV, enfrentaría nuevamente a las autoridades a la disyuntiva de estabilizar el nivel de precios o adoptar una política contracíclica ante la primera recesión en más de 15 años, 1996.III - 1997.II³⁴. Los resultados muestran cómo, esta vez, la respuesta de la autoridad fue mixta. El IPM muestra una respuesta

³³ Esta voluntad expansionista de la autoridad al inicio de la década de los años 90, también es identificada en Gómez y Julio (2000).

³⁴ Definiendo recesión como un período de crecimiento real negativo por más de tres trimestres seguidos.

contraccionista importante y rápida por parte de la autoridad para contrarrestar la tendencia creciente de la inflación (gráfico A.8, *ibidem*). Sin embargo, también se aprecia cómo estas medidas se revirtieron de forma importante tras la situación recesiva en el sector productivo (gráfico A.5, *ibidem*). En esta ocasión la TIR captura el fuerte comportamiento contracíclico del Emisor, cuyo error de predicción muestra que el comportamiento expansionista, entre 1996.III y 1996.IV, fue igual de fuerte a la política contracíclica llevada a cabo por las autoridades en el episodio de 1984.II - 1985.II, que buscaba la estabilización de la economía y alejar el fantasma de una crisis de balanza de pagos a pesar de sacrificar los logros desinflacionarios logrados hasta entonces (Echeverry, 1996). Este episodio de política contracíclica es documentado por Echeverry (2002), en donde la política contracíclica del Emisor se caracterizó por medidas como la revisión al alza de los corredores monetarios, con consecuencias sobre la actividad real, lo que es catalogado como una clara “política keynesiana” del Banco de la República.

Efectivamente, el impacto sobre la actividad real fue importante y esto dio paso al siguiente episodio “escalón” en la inflación, 1997.IV - 1998.II. y al episodio recesivo más importante de todo el rango de datos, 1998.III - 1999.III, que estuvo enmarcado por la defensa de la banda cambiaria por parte del Emisor y por los elevados niveles reales de tasas de interés que acompañaron esta política.

Los errores de predicción muestran una lectura interesante de los hechos. Al inicio del episodio inflacionario, la autoridad no reaccionó de forma contraccionista (gráfico A.8, *ibidem*). La TIR muestra una reacción importante tan sólo en el segundo trimestre de 1998, cuando comenzó el período de defensa de la banda cambiaria durante el primer semestre de 1998.

¿Qué puede explicar esta demora del Banco de la República para frenar la nueva tendencia alcista de la inflación? De acuerdo con Echeverry (2002), dos fenómenos explican este hecho. En primer lugar, el Banco de la República interpretó el salto en la tasa de cambio que acompañó el fenómeno inflacionario como un hecho favorable para las exportaciones y la cuenta corriente y desechó el argumento de que se presentaba un exceso de liquidez. En segundo lugar, se menciona la presencia de un “ciclo político” con las elecciones del segundo trimes-

tre de 1998, que favorecía la promoción de la demanda privada o al menos hacía más difícil tomar una firme decisión contraccionista.

Más importante aún, la función de reacción muestra que ante el fuerte episodio recesivo, la autoridad dio señales de adoptar una firme política contracíclica (gráfico A.5, *ibidem*). En efecto, se aprecia que desde 1999.I, el Emisor adoptó una política expansionista, cuya fuerza es igual o superior a los episodios expansionistas de mayor fuerza del primer subperíodo.

Esta política, a todas luces expansiva, se prolongó durante el resto de 1999 y el primer semestre de 2000, a pesar de que la inflación mostró su último “escalón” entre 1999.IV - 2000.III (gráfico A.8, *ibidem*). Sin embargo, la inflación ya se había situado por debajo de 10% y el Emisor consideró que había espacio para continuar con la política expansionista (Urrutia, 2002). La actividad volvió a mostrar signos de reactivación y con esto se observó el último pico de la actividad real de la muestra, entre 2000.I - 2000.IV, donde la industria retomó crecimientos reales superiores al 10%. Ante esto, el Emisor no dio señales de contraer la actividad, pues el IPM muestra que la firme intención expansiva se mantuvo hasta 2000.II (gráfico A.6, *ibidem*). Pese a lo anterior, la actividad real comenzó de nuevo una fase recesiva a partir del primer trimestre del 2001, dentro de lo que constituye el ciclo más corto y acentuado de la actividad económica en Colombia, documentado al inicio del trabajo.

La evidencia presentada hasta acá, se ha centrado en el comportamiento de un IPM representativo (*TIR*) durante episodios inusuales inflacionarios o de actividad económica. Sin embargo, esta variable es parte ella misma de un equilibrio macroeconómico, que en parte hace que su dinámica sea endógena (Echeverry, 1996)³⁵. Por esta razón, y con miras a proveer otro tipo de evidencia que caracterice la función de reacción de la autoridad, se presenta un pormenorizado análisis de postura oficial del Banco de la República representado en los informes oficiales de la JDBR al Congreso, las notas editoriales del gerente y demás artículos de opi-

³⁵ Por ejemplo, podría argumentarse que el “stance” expansionista de la autoridad ante las dos recesiones de final de siglo capturado por las fuertes caídas de la *TIR*, no fue el resultado de una política exógena del Emisor, sino que fue el producto mismo de las recesiones sin que se diera *per se* un cambio en la conducta de política.

nión de los codirectores. El estudio se centra únicamente en el segundo lustro de los años noventa, por ser éste el más controvertible y representativo del comportamiento de la autoridad.

D. Evidencia de los informes oficiales de la JDBR al Congreso; notas editoriales del gerente y demás informes de opinión de los codirectores

- **Primera recesión: 1996-1997:** en el informe de la JDBR presentado en marzo de 1997, se hace un resumen de la política monetaria implementada a lo largo de 1996 y, en especial, del viraje expansionista que tomó la política en el segundo semestre, a pesar que muy temprano parecía no cumplirse con la meta de inflación. Se afirmó que a mitad de 1996 se había dado una “revisión de la situación monetaria de mitad de año”, donde la Junta decidió una “irrigación de liquidez, ya que la oferta de dinero se encontraba por debajo de los nuevos corredores y teniendo en cuenta el menor nivel de actividad económica”. Las principales medidas fueron adoptadas sobre los niveles de encajes, al reducir las tasas sobre los depósitos a la vista del 40% al 21%. El informe le atribuía a la desaceleración de la demanda interna que los niveles de M1 y M3 se situaban por debajo de lo que se había contemplado en la revisión de mitad de 1996 (*véanse* gráficos 6 y 7, presentados en el informe de marzo de 1997).

A propósito de la política de encajes, Leonardo Villar (1998), codirector del Emisor, afirmó que “el principal mecanismo de expansión monetaria que se utilizó por parte del Banco de la República para proveer la liquidez de la economía en 1996 fue la reducción en los coeficientes requeridos de encaje sobre los depósitos en cuenta corriente públicos y privados, los cuales se redujeron de niveles de 70% y 41%, respectivamente, a un nivel unificado de 21% y se eliminó el encaje marginal. En la medida en que menores coeficientes de encaje reducen la reserva bancaria y en que esta última hace parte de la Base Monetaria, la expansión a través de este mecanismo se traduce en reducción de la BM. Fue, precisamente por esto, que las tasas de crecimiento de la BM en 1996 fueron cercanas a cero e inclusive negativas en algunos períodos”.

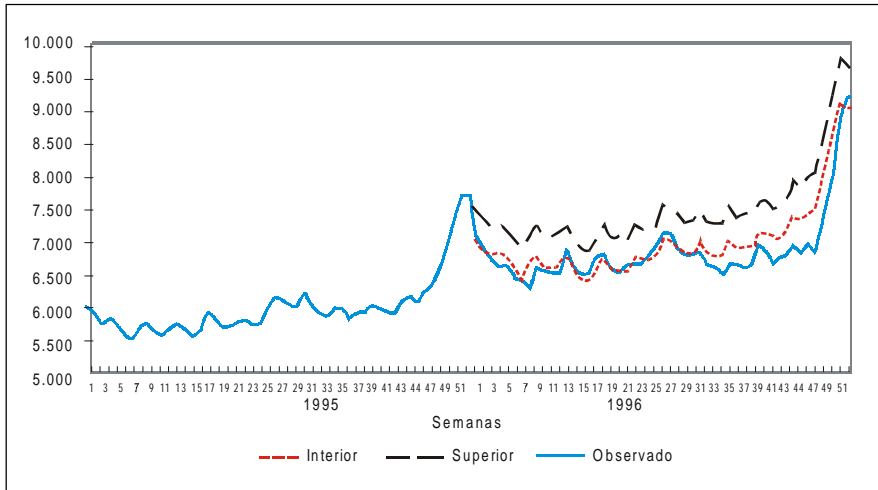
En relación con las presiones inflacionarias en el informe de marzo de 1997, se afirmaba que “desde 1994, se percibían presiones al alza sobre el nivel de precios, a raíz de lo cual la JDBR adelantó una política monetaria restrictiva que elevó las tasas de interés, situación que se mantuvo hasta mediados de 1996. (...) Al iniciarse el 2do. semestre de 1996, era evidente una menor presión de la demanda agregada, lo cual, unido a la política de irrigación de liquidez, contribuyó a un descenso importante de las tasas de interés”.

Sin embargo, las cifras de inflación no daban espacio para una política más laxa. En efecto, el informe de junio de 1996, consignaba los pobres resultados en materia de precios, pues la meta de ese año (17%) claramente no se iba a cumplir, siendo que la medida de inflación sin alimentos estaba por encima de la inflación normal y no tenía signos de revertir su tendencia (*véase* gráfico 8 del informe/1996). De lo anterior se puede concluir, que el Emisor sacrificó al menos parcialmente los resultados en materia de precios, por darle más liquidez a la economía dados los pobres resultados de la actividad económica, siendo la tasa de interés real la variable que mejor capturó este comportamiento al reaccionar a las medidas de reducción de encaje.

Parece menos claro y más controversial la medida expansionista de la BM a partir del 1er. trimestre de 1997, señalada por Echeverry (2002). De acuerdo con Hernández (1998) y varios informes del Emisor, el movimiento de los corredores obedeció a una demanda mayor de lo presupuestada por efectivo, pero no resultó en perturbaciones en la liquidez, lo que es reflejado por la estabilidad del agregado M3.

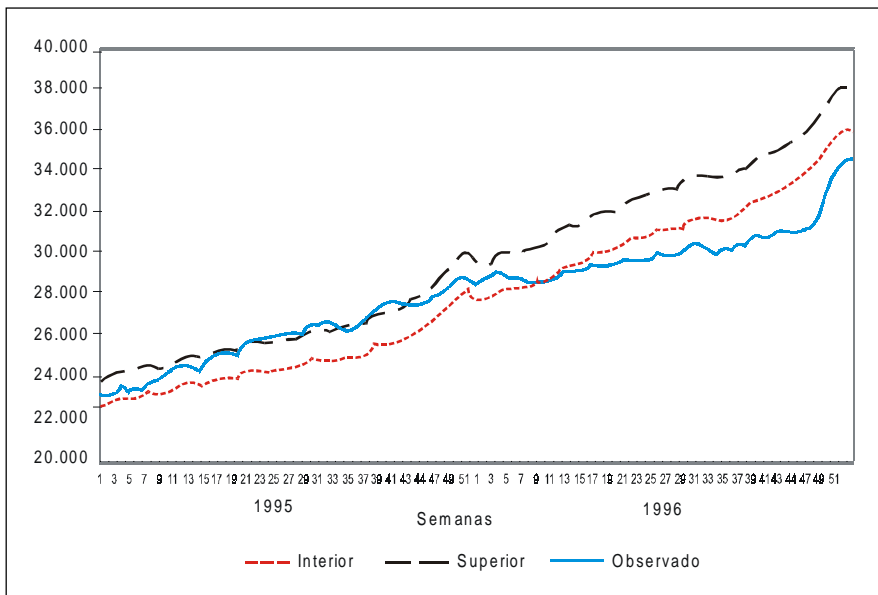
- **Segunda recesión: 1998-1999:** En el informe de la JDBR presentado en marzo del 2000, se hace un análisis de la política macroeconómica desde los ataques especulativos de 1998. Se afirma que “aprovechando las condiciones favorables que ofrecía la recuperación de la confianza en el manejo macroeconómico, desde octubre de 1998, la JDBR comenzó a modificar el perfil de la política monetaria, con el propósito de incrementar la liquidez de la economía y promover la reducción de las tasas de interés. A partir de noviembre de 1998, la base monetaria retornó al interior del corredor, después de seis meses de estar por debajo del límite inferior; en tanto que la TIB, al igual que la de captación y colocación, comenzaron a mostrar una reducción gradual y sostenida. (...) La JDBR definió el co-

Gráfico 6. Medios de pago M3, 1995 - 1996.
(Miles de millones de pesos).



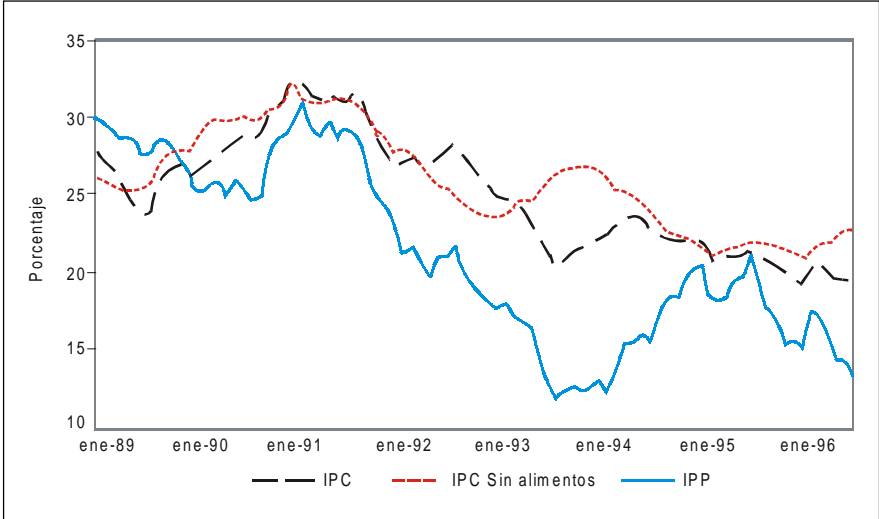
Fuente: Informe del Banco de la República al Congreso; marzo de 1997.

Gráfico 7. Medios de pago M3, 1995 - 1996.
(Miles de millones de pesos).



Fuente: Informe del Banco de la República al Congreso; marzo de 1997.

Gráfico 8. Índice de precios al consumidor y del productor*
Variaciones anuales.



Fuente: Informe del Banco de la República al Congreso; junio de 1996.

redor de la base monetaria, ajustándose a los criterios de programación macroeconómica, el cual permitía en su punto medio un crecimiento de 23,6 al final del 99 con respecto a su valor final de 1998. Este incremento resultaba superior en 8,3 puntos porcentuales al incremento previsto en el PIB nominal de 15,3%. El mayor crecimiento permitido en la base era consistente, con la intención de la autoridad monetaria de aumentar el suministro de liquidez a la economía y reducir la volatilidad de las tasas de interés de 1998. Con el mismo propósito se estableció un corredor indicativo para M3B, con un crecimiento de 26.2%, que también superaba significativamente el crecimiento de PIB nominal”.

Incluso, dado que el PIB real decreció aproximadamente 5%, con una inflación observada en 1999 de 10%, el PIB nominal creció sólo 5 puntos, haciendo que *expost* la política monetaria terminara siendo aún más expansiva de lo que se buscó inicialmente.

Además de los corredores para 1999, la autoridad dio señales explícitas de querer seguir su política expansionista. En su nota editorial de abril de 1999, sobre la fijación de los corredores monetarios, el gerente afirmaba que “(...) los actuales corredores monetarios son coheren-

tes con las reducciones observadas en las tasas de interés y podrían soportar reducciones adicionales, lo que facilitaría la reactivación de la economía sin comprometer el logro de la meta de inflación de este año”. Más explícito aún, era el informe de marzo/1999, en cuyas *metas y proyecciones* se afirmaba que, dados los corredores, “en las actuales circunstancias la política monetaria puede contribuir a la reactivación de la actividad económica, toda vez que el logro de la meta de inflación aparece muy factible y se han estabilizado los mercados monetario y cambiario. (...) En consecuencia, el Banco viene tomando las medidas necesarias encaminadas a facilitar la reducción permanente de las tasa de interés”.

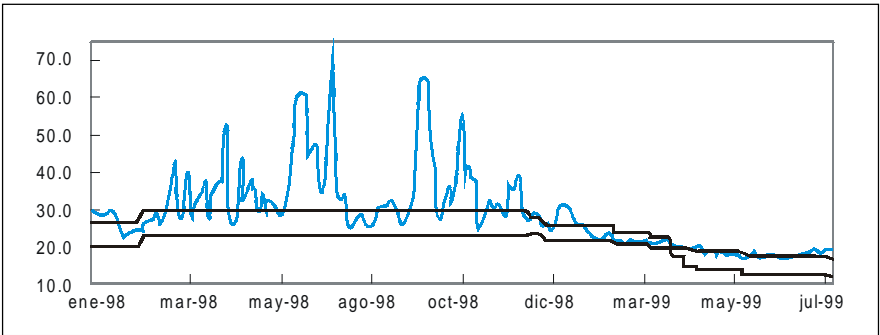
Nuevamente, la TIR parece un buen IPM por capturar de forma rápida la reacción expansionista de la autoridad que, según los errores de predicción, se da a partir del primer trimestre de 1999. Sin embargo, la revisión bibliográfica da cuenta de un cambio en la dirección de la política, incluso desde el tercer trimestre del 98, con la llegada del nuevo gobierno. En efecto, se pueden contar, por lo menos, 11 resoluciones expansionistas durante la segunda mitad del 98. De acuerdo con el informe de marzo del 99, con el nuevo gobierno se adelantó la programación económica del 99, que contemplaba la reducción del déficit fiscal y como parte de ésta se desplazó la banda nueve punto, manteniendo su amplitud de nueve puntos: “Durante el resto del año, a medida que fue ganando credibilidad el programa macroeconómico, los mercados monetario y cambiario se estabilizaron paulatinamente. A esto contribuyó la declaratoria de Emergencia Económica en noviembre, mediante la cual se adoptaron medidas para fortalecer el sistema financiero. La mayor credibilidad de la política macroeconómica le permitió a la JDBR adoptar medidas para incrementar la liquidez de la economía y reducir la volatilidad y el nivel de la TIB. Desde octubre se disminuyeron los encajes y se modificaron los procedimientos para acceder a los apoyos ordinarios y especiales de liquidez y para remunerar los encajes de los CDTs y cuentas de ahorro. En noviembre, la JDBR efectuó la primera de una serie de reducciones de la franja de intervención de la TIB, bajando el techo de 30 a 26 y el piso de 23 a 22. Igualmente se estableció una tasa máxima de intervención en 30, a la cual se ofrecía toda la liquidez demandada a un plazo de siete días”. Y más adelante se afirma que “la estabilización lograda con las medidas adoptadas por la JDBR en septiembre ha permitido una reducción

gradual y sostenida de las tasas de interés. (...) La TIB se redujo sostenidamente en el último trimestre y el Banco apoyó dicha reducción con aumentos en la oferta de liquidez de acuerdo con las necesidades de la economía. Lo anterior ha conducido a que durante lo que va corrido de 1999, se registre una fuerte reducción de las tasas de interés DTF y de colocación”.

Se pueden apreciar los gráficos de TIB y DTF (*véanse* gráficos 10, 11, 12, 13 y 14) en términos nominales y reales presentados en este informe, para observar que se comenzaron a mover de una forma importante a partir del último trimestre de 1998. Adicionalmente, se observa que la base monetaria se sitúa por encima del tope de su corredor en este mismo período.

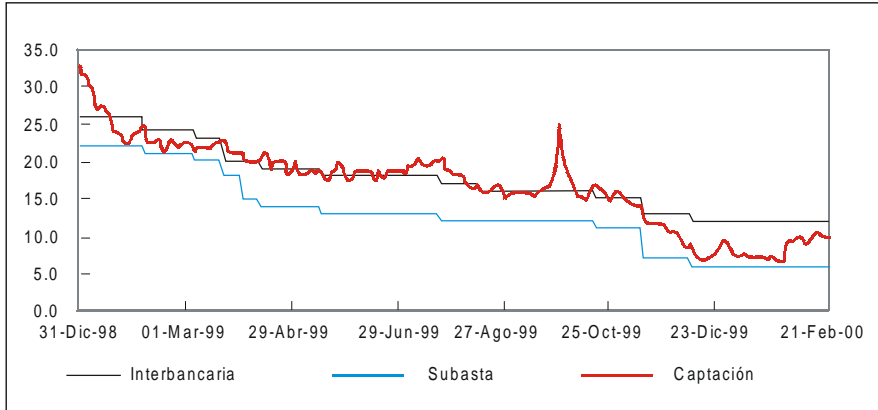
Ahora bien, los resultados de los errores de predicción muestran un fuerte choque contraccionista durante los tres primeros trimestres de 1998 (de hecho, siendo la TIR el IPM, éste fue el episodio contraccionista más importante de todo el rango de datos, incluso en el período pre-reformas), haciendo pensar que el Banco pudo haber reaccionado de forma contraccionista dado el repunte de los precios (hipótesis inicial planteada) e incorporando en su decisión los costos en términos de actividad real. Como bien se sabe, en estos tres trimestres se dieron los episodios de defensa de la banda cambiaria, sobre lo cual la revisión bibliográfica también da luces importantes.

**Gráfico 10. Corredores de intervención y tasa interbancaria
2 de enero de 1998-26 de julio de 1999).**
(Porcentajes).



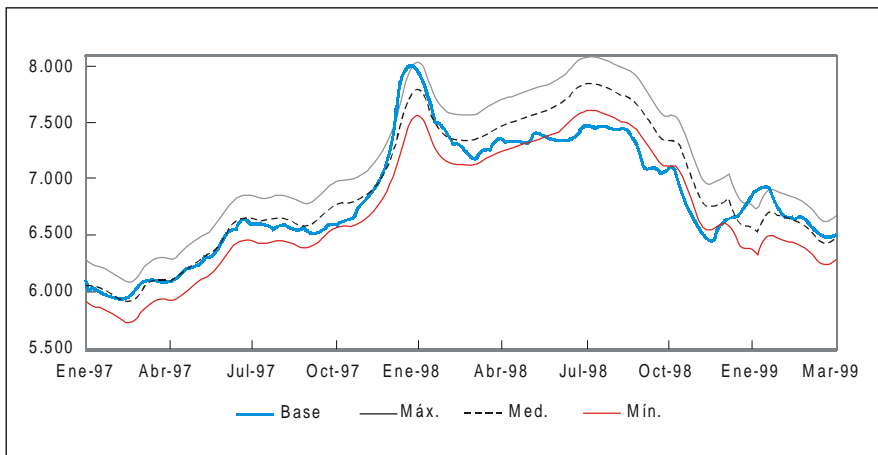
Fuente: Informe del Banco de la República al Congreso; marzo de 2000.

Gráfico 11. Tasa interbancaria y franja de intervención (31 de diciembre de 1998 - 25 de julio de 1999). (Porcentaje).



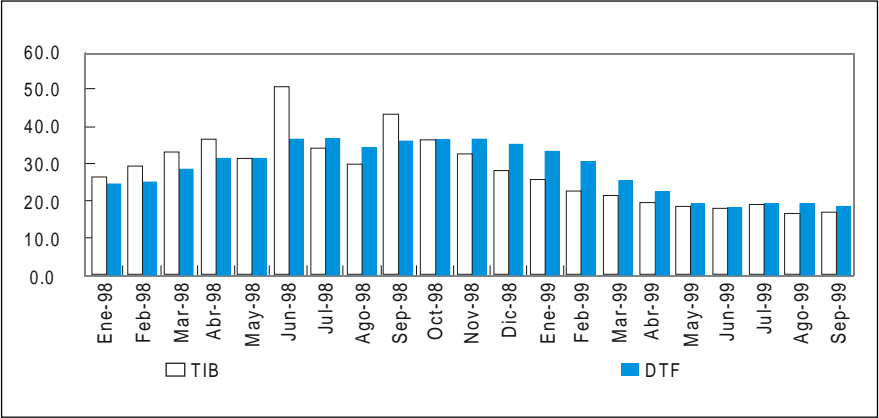
Fuente: Informe del Banco de la República al Congreso; marzo de 2000.

**Gráfico 12. Base monetaria
Promedio móvil diario de orden 20.
(miles de millones de pesos).**



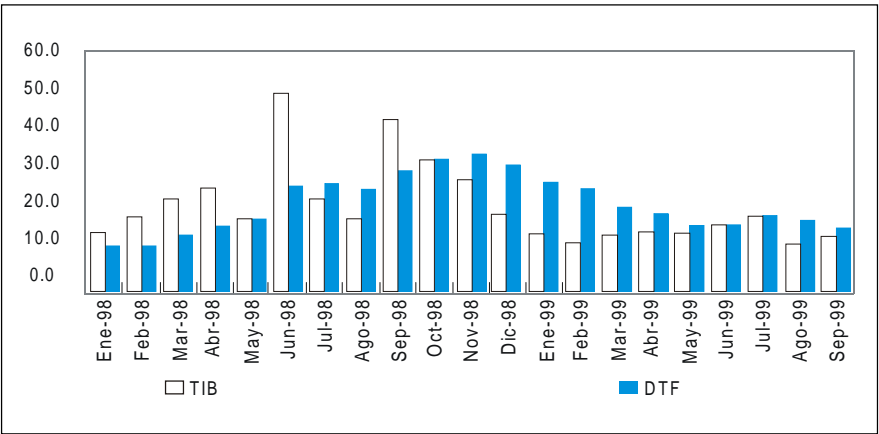
Fuente: Informe del Banco de la República al Congreso; marzo de 2000.

Gráfico 13. Tasa de interés interbancaria y DTF.
(Promedios mensuales).



Fuente: Informe del Banco de la República al Congreso; marzo de 2000.

Gráfico 14. Tasas de interés real: interbancaria y DTF (*).
(Promedios mensuales).

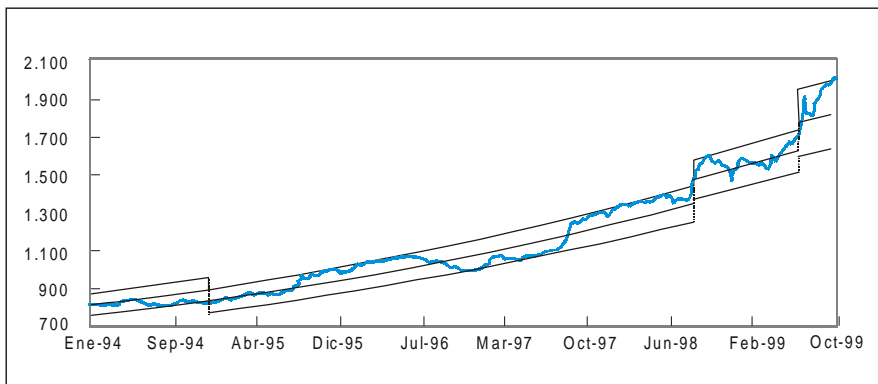


Fuente: Informe del Banco de la República al Congreso; marzo de 2000.

Revisando la cronología de este episodio, el mismo informe de marzo del 99 recapitula los hechos así: “Desde principios del año, el Banco tuvo que intervenir activamente en el mercado de divisas vendiendo en febrero US\$ 411 m. Esta primera intervención fuerte del Banco estuvo acompañada por un incremento de la banda de intervención de la TIB, que situó la tasa mínima en 23% y la máxima en 30%. Después de dos

meses de tranquilidad cambiaria, durante los cuales el Banco suministró liquidez mediante la compra definitiva de TES en el mercado secundario y flexibilizó el acceso a los cupos de REPOS, en mayo y junio el Banco tuvo que recurrir de nuevo a la venta de divisas, esta vez por US\$ 432 m en los dos meses, y restringir el acceso de liquidez por parte de las entidades financieras. Ante esta nueva presión cambiaria, la JDBR decidió suspender temporalmente la compra de TES y no reponer la liquidez que se perdía en el mercado monetario. Como resultado de estas medidas, la volatilidad y el nivel de la TIB se incrementaron. Pasada la contienda electoral, las medidas adoptadas tranquilizaron el mercado cambiario por otro mes y medio, lo que le permitió al Banco restablecer las operaciones de suministro de liquidez mediante la compra definitiva de TES y eliminar el encaje marginal que existía desde 1995". Véase gráfico 15 del informe de marzo de 2000.

Gráfico 15. Evolución de la tasa representativa del mercado (Enero de 1994 - Octubre 12 de 1999).
(Pesos por dólar).



Fuente: Informe del Banco de la República al Congreso; marzo de 2000.

Las presiones inflacionarias de comienzos de 1998 eran, a toda luz, transitorias, dados los indicadores de inflación básica. Sin embargo, también puede argumentarse que la fuerte reacción de defensa de la banda fue en realidad una medida antiinflacionaria, dadas las consecuencias inflacionarias que hubiesen podido ocurrir con el *over shooting* de la tasa de cambio, al no defender la banda y adoptar un régimen de flotación. Sobre esta idea, existe evidencia bibliográfica de preocupación de las autoridades. Sin embargo, existe más evidencia de una

defensa por razones del impacto negativo de la flotación sobre la actividad real. De hecho, revisando con más detalle la cronología, se observa cómo se trató de esterilizar la pérdida por reservas de comienzo de año, lo que, según el mismo Banco, alimentó el segundo ataque especulativo de mitad de año, que no se esterilizó como el anterior.

Sobre este punto, el informe de marzo de 1999 afirmaba que “la experiencia enseña que los casos de venta de reservas y el suministro compensatorio de liquidez tienden a ser autoderrotados cuando la economía sufre serios y crecientes desequilibrios externos y fiscales. (...) Lo anterior explica por qué el Banco de la República no compensó en su totalidad los efectos monetarios de las ventas de reservas internacionales realizadas en los meses de febrero, mayo y junio. Una política monetaria que tratara de expandir la cantidad de dinero ocasionaría una pérdida de reservas y muy probablemente modificaciones sucesivas a la banda. (*Y por otro lado*) La devaluación que sigue a la flotación de la tasa de cambio nominal bien podría haber ocasionado altos costos para la economía colombiana, dados sus fuertes desequilibrios y la incertidumbre prevaleciente en un período electoral. El desplazamiento de la banda en la primera semana de septiembre, se fundamentó en cálculos realizados en el mes de agosto, que mostraban que la tasa de cambio real de equilibrio de mediano y largo plazo, se había alejado del punto medio de la banda (dada la caída de los precios de los productos exportables y la crisis venezolana)”.

De una forma más pragmática, Miguel Urrutia (1999), gerente del Emisor, resume lo ocurrido así: “La JDBR consideró que una política diferente (*a la defensa de la banda*) hubiera sido mucho más recesiva, pues se hubiera presentado una devaluación abrupta con altas tasas de interés. La devaluación habría puesto en peligro todas las empresas endeudadas en divisas, y se habría ahondado el deterioro del sector financiero. Las empresas endeudadas en dólares también eran los principales clientes del SF”. En otro ejemplo, Kalmanovitz (1999) afirma que “vale la pena preguntarse si, en una situación de pánico internacional que juzgamos como temporal, hubiera sido conveniente darse al traste con la estabilidad macroeconómica del país, permitiendo una sobreacción del mercado cambiario que hubiera deteriorado aún más los balances de las empresas y del gobierno endeudados con el exterior y que, no sobra decirlo, hubiera desatado además nuevas y mayúsculas presiones inflacionarias”.

En este segundo episodio recesivo, nuevamente la revisión bibliográfica consolida los resultados, en el sentido de que el Emisor sí mostró una respuesta expansionista, incluso desde la segunda mitad de 1998 tras el desplazamiento de la banda cambiaria, antes de lo que el IPM lo indica, y de fuerza considerable dada la actividad económica.

E. Síntesis

Este capítulo buscó darle la perspectiva histórica de la cual carece el ejercicio de VAR recursivos, realizado en la primera parte de este trabajo. En especial, se buscó documentar mejor el cambio en la conducción de la política monetaria a partir de las reformas estructurales de principio de los años noventa. Para este fin, se extendió al período postreformas una metodología casuística empleada por Echeverry (1996) para analizar la conducta del Emisor en el período pre-reformas. En el trabajo mencionado, se identifica un comportamiento de validación ante inflaciones moderadas por parte de la autoridad para el período 1970-1991. Tan sólo se evidencia alguna reacción contraccionista en los episodios en que la inflación amenazó con sobrepasar niveles del 30%. Se afirma que el temor por las consecuencias reales de una desinflación hizo que se frenaran, con política expansionista, las caídas en el nivel de precios, haciendo que la inflación pasara a ser un objetivo secundario después de otras prioridades, como el desempleo, la actividad económica y el miedo a una crisis de balanza de pagos.

La extensión de dicha metodología para el período post-reformas, evidencia un cambio en el comportamiento de la autoridad, mostrándose claramente antiinflacionaria. Sin embargo, al igual que con la metodología de VAR recursivos, se encuentra que aún hay presencia de comportamiento contracíclico, específicamente ante los episodios fuertemente recesivos de la actividad real a partir de 1996 y, en especial, en la contracción real de 1999. La evidencia narrativa de estos dos episodios recesivos, consolida los resultados en el sentido de que el Emisor sí mostró una respuesta expansionista y de fuerza considerable dada la actividad económica. Además, crea dudas sobre si los motivos de la contracción de la primera mitad de 1998 fueron eminentemente inflacionarios o existió cabida para las consideraciones recesivas de dejar flotar el peso.

Un resultado que surge de esta evidencia, es que tanto para los fines antiinflacionarios de principio de década como para los expansionistas de fin de década, la autoridad no se muestra menos intervencionista que antes, rechazando una vez más la hipótesis (H_3) sobre una autoridad “pasiva” a la hora de emplear sus herramientas estabilizadoras.

IV. Conclusiones

Este trabajo buscó analizar el que parecer ser un “impacto” macroeconómico relevante de las reformas estructurales de principio de los años noventa en la economía colombiana: una mayor volatilidad real del producto dentro de lo que se ha llamado el nuevo ciclo real, más corto y pronunciado de la economía nacional (Echeverry *et al.*, 2002).

Se contemplaron tres hipótesis explicativas de este hecho estilizado. En primer lugar, se planteó la posibilidad de que la economía sea más sensible que en períodos anteriores a los choques económicos (H_1); en segundo lugar, se planteó la existencia de mayores choques estructurales (H_2); y, en tercer lugar, se analizó la posibilidad de que la autoridad monetaria se haya mostrado menos intervencionista a la hora de amortiguar los choques por su compromiso antiinflacionario (H_3).

El análisis se apoyó en dos metodologías alternativas. La primera, por medio de VAR recursivos con cierto tipo de estructura económica, se logró descomponer las fuentes de la creciente volatilidad entre los choques estructurales (de oferta y demanda), y los mecanismos de propagación de éstos. La segunda metodología consistió en un enfoque seminarrativo que buscó identificar los episodios de política monetaria y con éstos construir una función de reacción del Emisor, con la que se pudiera medir la relevancia del Banco de la República en la explicación del ciclo económico. Lo anterior, complementado a partir de la evidencia narrativa oficial y extra-oficial disponible.

Las principales conclusiones de este análisis son tres. En la primera, se encontró evidencia a favor de la segunda hipótesis (H_2) en la medida que la volatilidad está asociada a una *mayor presencia de choques estructurales* de oferta y demanda. En la segunda, y de forma complementaria, se encontró evidencia a favor de la primera hipótesis (H_1), pues la actividad productiva se muestra también *más sensible* a los

choques (H_2). En particular, el producto se muestra más sensible a choques de oferta medidos por el ITCR, haciendo que esta segunda hipótesis sea la de mayor validez para este trabajo. En la tercera, no se encontró evidencia de que las modificaciones institucionales a la banca central en Colombia tuviera como contraparte una autoridad que, dentro de su nuevo mandato constitucional antiinflacionario, reaccionara menos para amortiguar el ciclo, en especial durante el segundo lustro de los años noventa donde se exhibieron las caídas más importantes del crecimiento real.

En síntesis, estamos en presencia de un ciclo real más corto y pronunciado, cuyas causas no están en que el Emisor haya dejado de realizar política contracíclica y un ejemplo de esto son las recesiones de 1996 y 1999; más bien, la explicación está en que, a pesar de este comportamiento, el Banco de la República no está en capacidad de contrarrestar un ciclo que se muestra más sensible a mayores choques estructurales de oferta y demanda, sin dejar de cumplir su mandato constitucional de guardar el poder adquisitivo de la moneda.

Un posible paso a seguir a partir de estos hallazgos, es tratar de documentar más a fondo las causas estructurales del aumento en la sensibilidad de los mecanismos de propagación de la economía colombiana. Así mismo, merece más estudio descomponer de una forma menos general, los choques sufridos por la economía colombiana: la naturaleza de los choques puede ser bastante heterogénea y este análisis contempla pocas variables dentro de la clasificación de oferta o demanda.

Bibliografía

Bernal, Raquel (2002). *Monetary Policy Rules in Colombia*, Documento CEDE no. 18. 2002. Universidad de los Andes.

Bernanke, Ben. S. and Blinder, Alan S. (1992). "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission", *American Economic Review* no. 82.

Bernanke, Ben. S., Laubach, T., Mishkin, F. S. and Posen, A. S. (1999). "Inflation Targeting: Lessons from the International Experience", *Princeton University Press*.

- Bernanke, Ben. S. and Mihov, Ilian (1998). "Measuring Monetary Policy", *Quarterly Journal of Economics* no. 113
- Blanchard and Quah, (1989). "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *American Economic Review*, vol 79, no. 4.
- Boivin, Jean and Marc Giannoni (2002). "Assessing Changes in the Monetary Transmission Mechanism: A VAR Approach", *Financial Innovation and Monetary Transmission*, mayo de 2002, *Federal Reserve Bank of New York*.
- Cárdenas, Mauricio y Olivera, Mauricio (1995). "La crítica de Lucas y la inversión en Colombia: nueva evidencia", *Archivos de Macroeconomía*, no. 35.
- Carrasquilla, Alberto (1997). "Monetary Policy Transmission: The Colombian Case", *Bank of International Settlements*.
- Cecchetti, Stephen G. (1995). "Distinguishing Theories of Monetary Transmission Mechanism", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 77.
- Cecchetti, Stephen G. and Ehrmann, Michael (1999). "Does Inflation Targeting Increase Output Volatility? An International Comparison of Policymaker's Preferences and Outcomes", *NBER*, WP 7426.
- Christiano, Lawrence, Eichenbaum, Martín and Evans, Charles (1998). "Monetary Policy Shocks: What Have we Learned and to What End?", *NBER*, WP 6400.
- Clavijo, Sergio (2002). "Política monetaria y cambiaria en Colombia: Progresos y desafíos" (1991-2002), en *Borradores Semanales de Economía*.
- Corbo, V. and Schmidt-Hebbel K. (2000). "Inflation Targeting in Latin America", trabajo presentado en la conferencia sobre política financiera y fiscal en Latinoamérica, *Stanford University*.

Echeverry Garzón, Juan Carlos (1993). “Indicadores de política y canales de transmisión monetaria. Colombia: 1975-1991”, en *Ensayos sobre Política Colombiana*, no. 24.

——— (1996). “The Rise and Perpetuation of a Moderate Inflation, Colombia 1970-1991”, en *Borradores Semanales de Economía*, no. 50.

Echeverry, Juan Carlos y Eslava, Marcela (1997). “Notas sobre la tasa de interés y la inflación en Colombia”, en *Borradores Semanales de Economía*, no. 78.

Echeverry, Juan Carlos, Escobar Andrés y Santa María, Mauricio (2002). “Tendencia, ciclos y distribución del ingreso en Colombia: una crítica al concepto de ‘modelo de desarrollo’”, en *Archivos de Economía*, DNP, no.186.

——— (2002). *Las claves del futuro. Economía y conflicto en Colombia*. Editorial Oveja Negra.

Fernández, Andrés (2003). *Reformas estructurales, impacto macroeconómico y política monetaria en Colombia* (primera versión). Documentos CEDE no. 18. Universidad de los Andes.

Friedman, Milton and Jacobson Schwartz, Anna (1963). *A Monetary History of the United States, 1867-1960*. Princeton University Press. Princeton.

Gaviria y Uribe (1993). “Origen de las fluctuaciones económicas en Colombia”, en *Ensayos sobre Economía Cafetera*, no. 9.

Gómez, Javier and Julio, Juan Manuel (2000). “Transmission Mechanisms and Inflation Targeting: The Case of Colombia’s Disinflation”, en *Borradores Semanales de Economía*, no. 168.

Hernández Gamarra, Antonio (1998). “La política monetaria en 1997”, en *Revista del Banco de la República*, mayo de 1998.

Kalmanovitz, Salomón (1999). “Los equilibrios macroeconómicos y el Banco Central: el caso colombiano”, en *Revista del Banco de la República*, febrero.

- _____. (2001) “El Banco de la República y el régimen de meta de inflación”, en *Borradores Semanales de Economía*, no. 193.
- Kuttner, Kenneth N. and Mosser, Patricia C. (2002). “The Monetary Transmission Mechanism: Some Answers and Further Questions”, en *Financial Innovation and Monetary Transmission*, mayo del 2002; *Federal Reserve Bank of New York*.
- Misas, M. y López (1998). “El producto potencial en Colombia: una estimación bajo SVAR”, en *Borradores de Economía*, no. 94. Banco de la República.
- Mishkin, Frederic S. and Schmidt-Hebbel, Klaus (2001). “One decade of Inflation Targeting in the world: what do we know and what do we need to know?”, *NBER*, WP 8397.
- Posada, Carlos E. (1995). “Dinero, interés, inflación y fluctuaciones económicas en Colombia desde 1958”, en *Borradores Semanales de Economía*, no. 44.
- Reinhart, Carmen y Reinhart, C. (1991). “Output Fluctuations and Monetary Shocks”, en *Staff Papers IMF*, vol. 38, no. 4.
- Restrepo, J. E. (1997). “Modelo IS-LM para Colombia”, en *Archivos de Macroeconomía*, no. 65. DNP.
- Revista del Banco de la República*, varios números.
- Romer, Christina and Romer, David (1989). “Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz”, *NBER*, WP no. 2966.
- _____. (2003). “A New Measure of Monetary Shocks: Derivation and Implications”, *NBER*, WP no. 9866.
- Rudebusch, Glenn D. (1998). “Do Measures of Monetary Policy in a VAR Make Sense?” en *International Economic Review* 39, no. 4.

- Sims, Christopher A. (1996). "Comment on 'Do Measures of Monetary Policy in a VAR Make Sense'". Unpublished Paper, Princeton University.
- Urrutia, Miguel (1999). "Antecedentes de recesión y estrategia de reactivación", *Revista del Banco de la República*, nota editorial, mayo de 1999.
- Urrutia, Miguel (2002). "Una visión alternativa: la política monetaria y cambiaria en la última década", en *Borradores Semanales de Economía*, no. 207.
- Villar Gómez, Leonardo (1998). "La política macroeconómica en 1997 y perspectivas para 1998", en *Revista del Banco de la República*, marzo.
- Zucarddi, Igor (2002). "Crecimiento y ciclos económicos: efectos de los choques de oferta y demanda en el crecimiento colombiano", *Archivos de Macroeconomía*. no. 187. DNP.

Apéndice estadístico

Anexo I. Modelos VAR

La representación matricial de un modelo VAR en forma reducida es:

$$Y_t = a + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_k Y_{t-k} + u_t \quad (1)$$

donde a es un vector de constantes; u_t es el vector de innovaciones no explicadas por el modelo con $E[u_t u_t'] = \Sigma_u$ y (u_t) no está correlacionado con las variables en $Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-k}$. Por esto, $\{A_1, A_2, \dots, A_k\}$ son matrices de coeficientes que pueden ser estimados usando mínimos cuadrados ordinarios (MCO).

Suponiendo que estimásemos $\{A_1, A_2, \dots, A_k\}$, el vector (u) y Σ_u , aún no sería posible contar con una medida de los choques fundamentales de la economía. La razón básica es que al tener un modelo en forma reducida como (1), podemos estar obviando *relaciones contemporáneas* entre las variables del vector Y que hacen que los errores estén correlacionados; es decir, que Σ_u no sea una matriz cuyos elementos afuera de la diagonal principal sean iguales a cero. No hay razón entonces para asumir que cada elemento de u_t corresponde a un choque estructural de origen económico en particular, digamos, por ejemplo, a uno en las variables de actividad económica real o de política monetaria. De forma más general, cada elemento de u_t refleja los efectos de *todos* los choques fundamentales a la economía.

Se procede entonces suponiendo que la relación entre las perturbaciones u_t y los choques fundamentales o estructurales, ε_t , está dada por $B_0 u_t = \varepsilon_t$, donde B_0 es una matriz cuadrada e invertible y se supone que $\Sigma_\varepsilon = E \varepsilon_t \varepsilon_t' = I$, es decir, los choques estructurales a cada variable del sistema no están correlacionados.

Premultiplicando (1) por B_0 , obtenemos la forma matricial estructural:

$$B_0 Y_t = b + B_1 Y_{t-1} + B_2 Y_{t-2} + \dots + B_k Y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Con: $a = B_0^{-1} b$; $A_j = B_0^{-1} B_j$; para $j = 1, \dots, k$

y el vector de perturbaciones satisface $u_t = B_0^{-1} \varepsilon_t$, de forma que

$$\begin{aligned} \Sigma_u &= B_0^{-1} \Sigma_\varepsilon (B_0^{-1})' = B_0^{-1} I (B_0^{-1})'; \\ \Sigma_u &= B_0^{-1} (B_0^{-1})'; \end{aligned} \quad (3)$$

Si suponemos que:

$$Y_t = \begin{bmatrix} Z_t \\ S_t \end{bmatrix}; \text{ y } B_0^{SS} = 1;$$

el modelo estructural (2) puede ser escrito como un sistema de ecuaciones:

$$Z_t = (B_0^{ZZ})^{-1} \left[b^Z + \sum_{i=1}^k B_i^{ZZ} Z_{t-i} + \sum_{i=1}^k B_i^{ZS} S_{t-i} - B_0^{ZS} S_t + \varepsilon_t^Z \right] \quad (4.1)$$

$$S_t = b^S - B_0^{SZ} Z_t + \left[\sum_{i=1}^k B_i^{SZ} Z_{t-i} + \sum_{i=1}^k B_i^{SS} S_{t-i} + \varepsilon_t^S \right] \quad (4.2)$$

que nos permite cuantificar tanto el componente sistemático como las perturbaciones estructurales de las variables reales (Z_t) y la herramienta de política (S_t).

Preferir un análisis estructural (2) a uno en forma reducida (1), hace necesario contar con una estructura específica para la matriz B_0 . En efecto, para poder estimar el sistema estructural:

$$B_j = B_0 A_j; \text{ para } j = 1, \dots, k$$

$$\varepsilon_t = B_0 u_t$$

es necesario tener a B_0 y a las matrices $\{A_1, A_2, \dots, A_k\}$. Si bien, como ya se dijo, estas matrices pueden ser estimadas por MCO, obtener B_0 no es trivial. La única información que en principio se tiene sobre B_0 , es que resuelve el sistema de ecuaciones (3). Pero sin ningún tipo de restricciones o estructura sobre B_0 , un sistema como (3) puede tener infinitas soluciones. Esto obedece a que si suponemos que B_0 es de dimensión $(k \times k)$, pues Y contiene k variables, la matriz $\sum u$ sólo provee $k(k+1)/2$ elementos. El problema de identificación reside en resolver $(k \times k)$ incógnitas con sólo $k(k+1)/2$ valores, haciendo que, por lo general, haya una infinidad de soluciones. Para resolver esto se debe suponer y defender una estructura de B_0 , que cuente con $(k \times k) - k(k+1)/2 = k(k-1)/2$ ³⁶.

³⁶ Como lo demuestran Christiano, Eichenbaum y Evans, CEE (1998), esta especificación no siempre es suficiente para identificar todos los elementos de la matriz B_0 . Para una explicación más a fondo de este punto, el lector puede remitirse a este artículo, p. 67.

El método para sobrepasar este problema de identificación siguió de cerca la propuesta de Christiano, Eichenbaum y Evans, CEE (1998), en donde B_0 se estructura de acuerdo con unas restricciones sobre las relaciones contemporáneas de corto plazo de las variables del sistema, de modo que B_0 se pueda plantear como una matriz triangular inferior (supuesto recursivo). Como en el caso planteado aquí, $k = 5$ [el vector (Z) de variables de actividad económica está conformado por 4 variables más el escalar (S), que representa el IPM]; la representación de la ecuación $\varepsilon_t = B_0 u_t$ queda así:

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_t^{BF} \\ \varepsilon_t^{Ind} \\ \varepsilon_t^{Inf} \\ \varepsilon_t^{ITCR} \\ \varepsilon_t^{TIR} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & b_{22} & 0 & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & 0 & 0 \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & b_{44} & 0 \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & b_{55} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} u_{t,1} \\ u_{t,2} \\ u_{t,3} \\ u_{t,4} \\ u_{t,5} \end{bmatrix}; \quad (5)$$

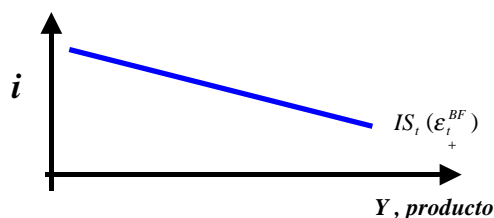
Se supone así que el comportamiento de la autoridad o función de reacción está modelado con la ecuación:

$$S_t = f(\Omega_t) + \varepsilon_t^S;$$

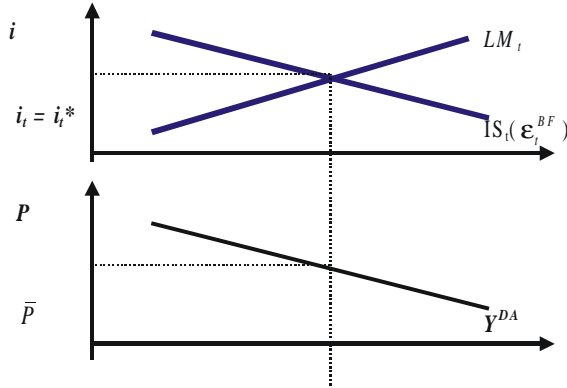
donde el comportamiento del instrumento de política monetaria depende del componente sistemático de la autoridad, $f(\Omega_t)$, que comprende información contemporánea y anterior de la economía:

$$\Omega_t = [Z_t, Z_{t-1}, Z_{t-2}, \dots, Z_{t-k}; S_{t-1}, S_{t-2}, \dots, S_{t-k}]$$

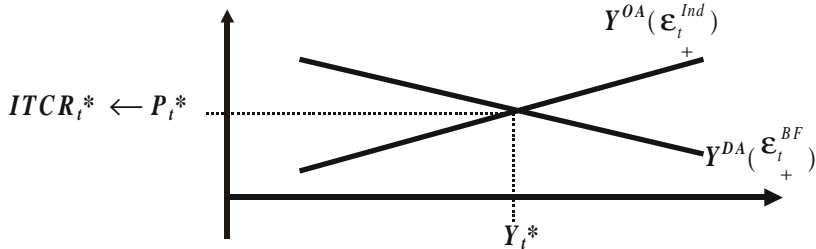
La estructura asumida por B_0 en (5), implica también un grado de exogeneidad en las variables económicas y un ordenamiento en los choques estructurales, donde la variable fiscal (BF) sea la primera en determinarse y el IPM (TIR) el último en hacerlo. Este ordenamiento va de acuerdo con un modelo de corto plazo (Mundell-Fleming) para economía pequeña y abierta, con rigideces temporales en precios y salarios nominales, y movilidad imperfecta de capitales, donde en el período t la curva IS está determinada por los choques fiscales:



Una vez determinado el equilibrio en el mercado de bienes (IS), la demanda agregada (Y^{DA}) se determina incorporando el equilibrio en el mercado monetario y la condición de economía pequeña y abierta:



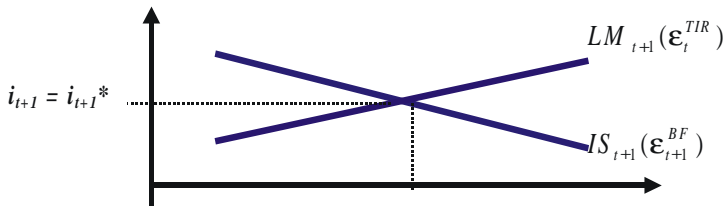
El equilibrio global en términos de precios, el producto y el ITCR ($P^*; Y^*; ITCR^*$), se determinan igualando la demanda agregada (Y^{DA}) con la oferta agregada (Y^{OA}) que, a su vez, depende de los choques a la producción (ϵ_t^{Ind}):



Una vez determinados los niveles de equilibrio de la actividad económica Z^* en t :

$$Z_t^* = \begin{bmatrix} BF_t \\ Y_{Ind,t}^* \\ P_t^* \\ ITCR_t^* \end{bmatrix};$$

La autoridad fija su IPM (TIR) que afecta el equilibrio de las demás variables (Z^*) por medio de la curva LM , pero sólo en forma rezagada ($t + 1$):



Existen otros dos métodos de identificación alternativos que involucren soluciones diferentes al supuesto recursivo. El primero de ellos es uno en el cual se sigue proponiendo unas restricciones de corto plazo, pero donde se permite que (algunas de) las variables de actividad económica Z no estén predeterminadas en el momento de darse el choque de política (ϵ_t^{TIR}) y que la política afecte la actividad de forma contemporánea. Técnicamente esto equivale a decir que los choques de política no son ortogonales a (algunas de) las variables del vector (Z), lo cual hace necesario especificar una matriz (B_0) no triangular, donde se contemple otra estructura contemporánea de la economía y requiere de métodos de estimación diferentes a MCO como el de máxima verosimilitud³⁷.

Este método de identificación es aplicable para una autoridad que tome sus decisiones de política con base en proyecciones del futuro. Un ejemplo es una especificación *forward looking* de la función de reacción de la autoridad donde: $\Omega_t = [E(Y_{ind\ t+h} - Y_{ind}^*); E(Inf_{t+h} - Inf^*)]$. Esto implica que MCO no es válido para aislar los choques de política monetaria, haciendo necesaria la especificación de supuestos adicionales sobre cuáles son las variables que entran dentro del conjunto de información con el que la autoridad estima las futuras desviaciones del producto y la inflación respecto a sus niveles de largo plazo³⁸.

Si bien esta metodología es igual de válida a la empleada aquí, ésta lleva implícito un *costo* adicional, al tener que ser defendida una estructura económica contemporánea más compleja que incorpore otros mecanismos de transmisión por los que la política afecta la actividad económica y un *set* de información sobre el cual la autoridad realiza sus proyecciones. Y, por lo general, estos supuestos no son menos controvertibles que aquellos asumidos por el enfoque recursivo. Adicionalmente, CEE (1998) muestran como los resultados no difieren significativamente, si se asume una relación contemporánea a través de una matriz B_0 no triangular. Por último, los residuos estructurales de una especificación *forward looking* para la autoridad, no son directamente asociables con choques de política pues *también* pueden ser asociados con errores de

³⁷ Para una revisión de esta literatura, se remite al lector a los trabajos de Sims (1986); Sims y Zha (1995).

³⁸ Véase Bernal (2002) para una aplicación de esta metodología al caso colombiano (post-reformas).

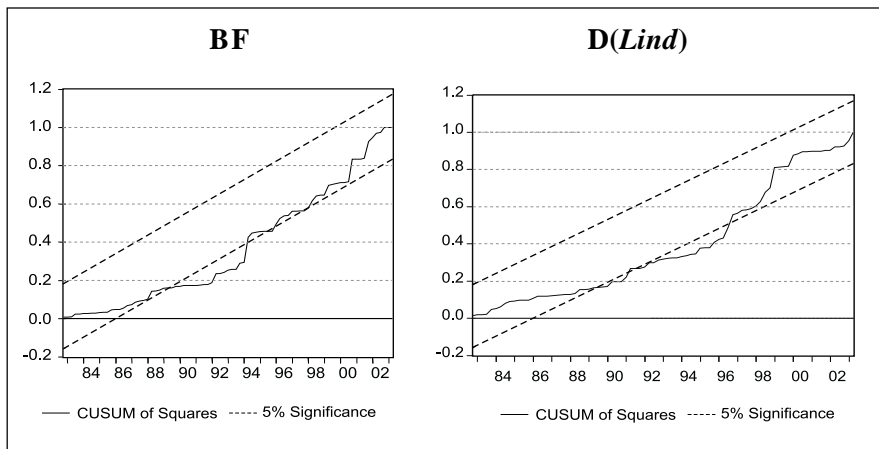
predicción del Emisor sin que necesariamente haya una intención por parte de éste. Una solución válida para este problema, es el uso explícito de las proyecciones del Emisor en términos del producto e inflación dentro de la función de reacción (Romer, C. and D. Romer, 2003). Por supuesto, esto es imposible de aplicar para el caso colombiano donde las proyecciones del Emisor (solo en inflación) existen únicamente desde 1998. Incluso es cuestionable el que exista un comportamiento *forward looking* para el período pre-reformas.

El segundo método de identificación que contempla la literatura, involucra estructurar las restricciones económicas de acuerdo con un enfoque de largo plazo³⁹. Sin embargo, al proceder de acuerdo con esta metodología, no se está modelando explícitamente la función de reacción de la autoridad monetaria, por lo que no es aplicable dentro del enfoque de este trabajo (véase CEE, 1998).

Anexo II. Pruebas de estabilidad

Los siguientes son los resultados sobre la estabilidad de los parámetros del *test* de *Cusum Cuadrados*, para cada una de las cinco ecuaciones del sistema en toda la muestra 1977.I - 2003.II. El resultado de inestabilidad (valor por fuera del intervalo de confianza) para las variables (*BF*), *D(Lind)* y *D(ITCR)* con un orden de rezago de tres fue robusto a órdenes de rezago de dos y cuatro.

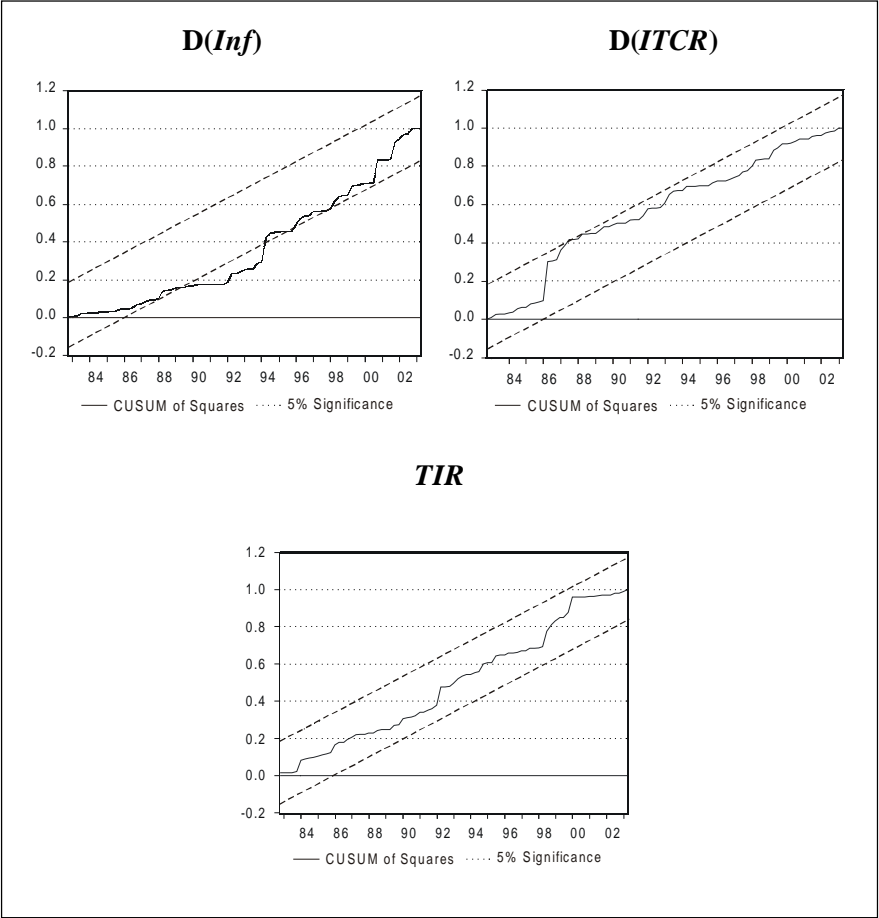
Cusum Cuadrados.



Continúa...

³⁹ Esta metodología parte del artículo seminal de Blanchard y Quah (1989). Para una revisión de la literatura nacional, se remite al lector a trabajos como los de Misas y López (1998, 2001) o Restrepo (1997), y Gali (1992) para la literatura internacional.

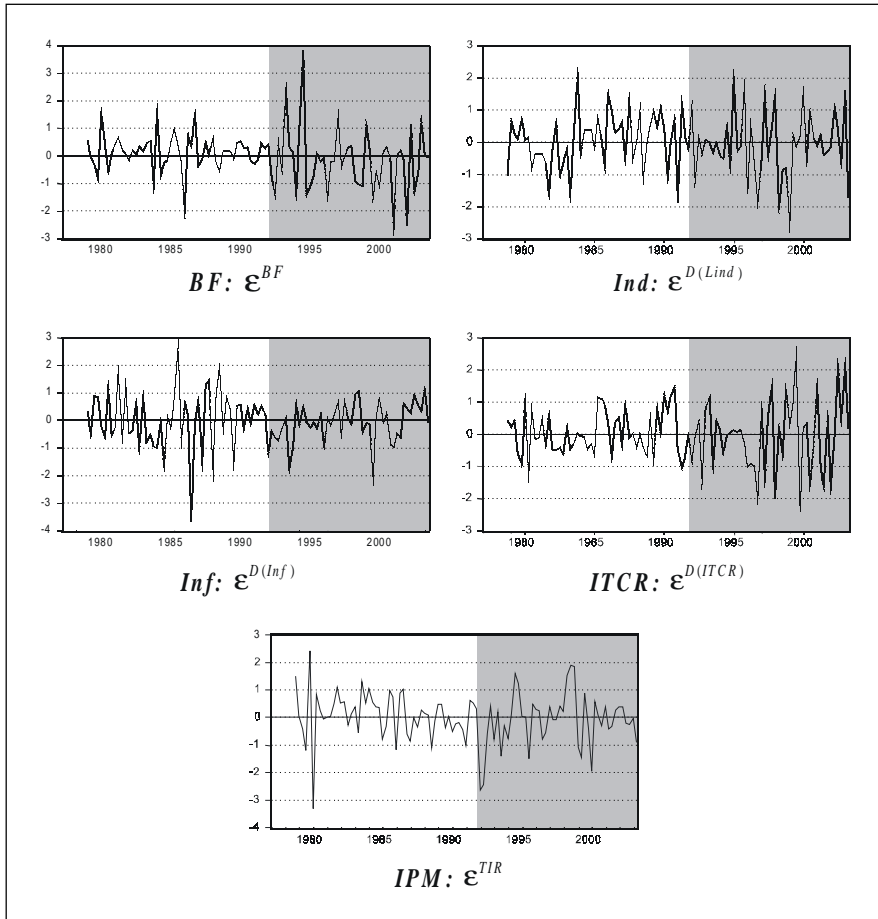
...Continuación



Anexo III. Perturbaciones estructurales

A continuación se presentan los errores estructurales calculados a partir de la estimación de la matriz B_0 para la totalidad de la muestra: 1977.I – 2003.II. Adicionalmente se realiza una prueba sobre cambio en las varianzas de los errores entre las dos submuestras (la región sombreada corresponde al período post-reformas).

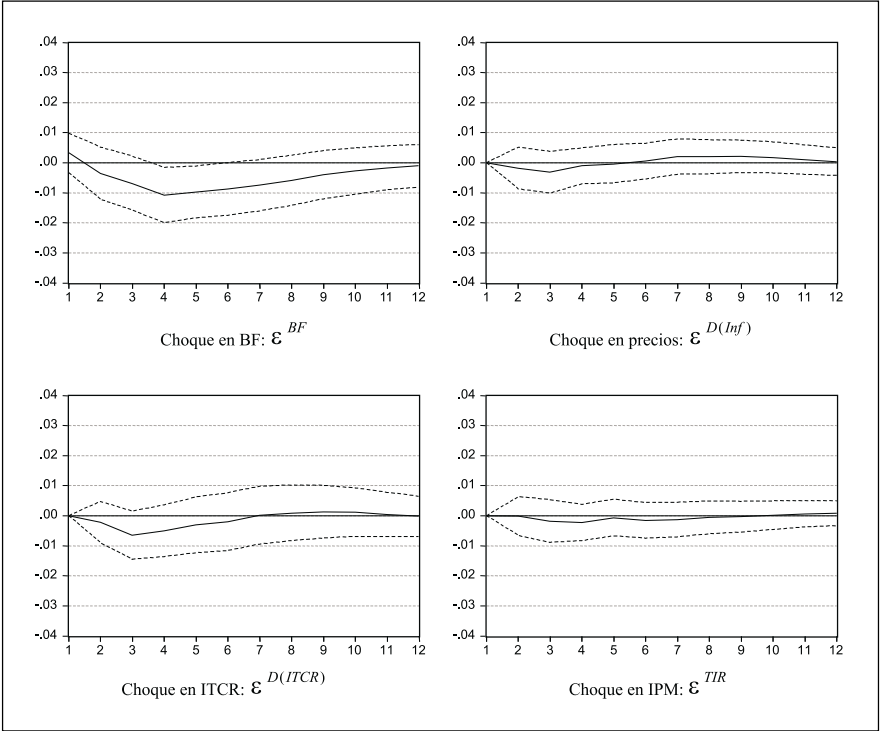
Residuales estructurales.



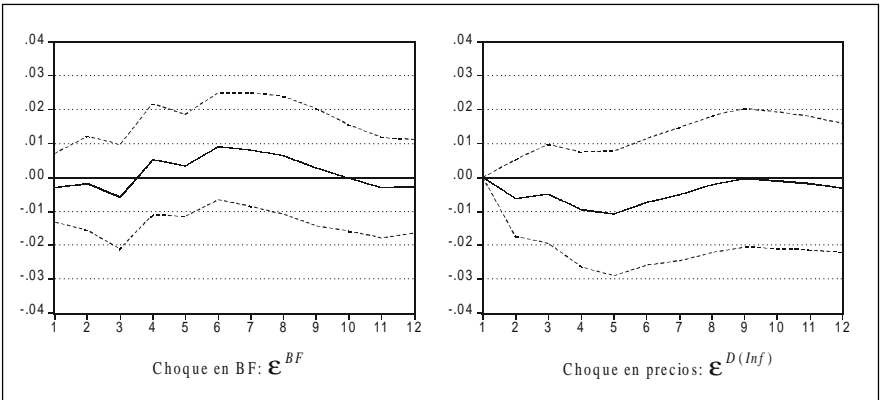
Anexo IV. Funciones de impulso respuesta para el modelo estructural

A continuación se presentan las respuestas dinámicas (FIR) de las variables $D(Lind)$, y (TIR) en un horizonte de tiempo de 12 trimestres ante choques de una D.S en algunas de las otras variables del modelo estándar. El ejercicio se realiza para cada una de las dos submuestras.

Respuesta de D(Lind) para el período 1977.I – 1991.IV ante
choques estructurales de una D.S en:

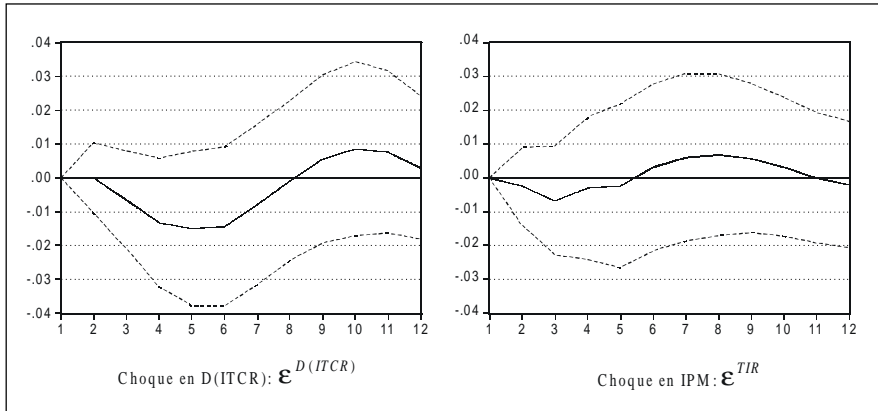


Respuesta de D(Lind) para el período 1992.I – 2003.II ante choques estructu-
rales de una D.S en:



Continúa...

...Continuación

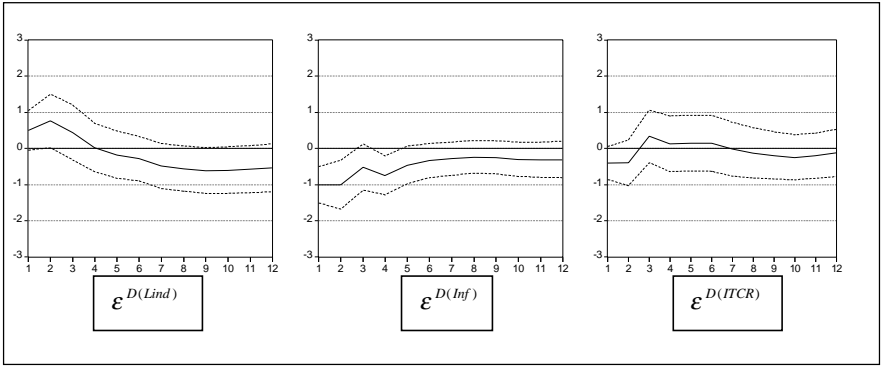
**Descomposición de varianza para D(Lind).***Primera Submuestra: 1977.I - 1991.IV*

T	D.S	ϵ^{BF}	$\epsilon^{D(Lind)}$	$\epsilon^{D(Inf)}$	$\epsilon^{D(ITCR)}$	ϵ^{TIR}
1	0,3	1,9	98,1	0,0	0,0	0,0
2	0,3	2,7	96,3	0,4	0,5	0,0
3	0,3	6,8	87,0	1,3	4,6	0,3
4	0,3	15,0	77,3	1,2	5,8	0,7
5	0,4	20,5	71,8	1,1	6,0	0,7
6	0,4	24,5	67,9	1,0	5,8	0,8
7	0,4	27,2	65,1	1,3	5,6	0,9
8	0,4	28,7	63,5	1,5	5,5	0,9
9	0,4	29,3	62,6	1,7	5,5	0,9
10	0,4	29,6	62,1	1,9	5,6	0,9
11	0,4	29,7	61,9	1,9	5,6	0,9
12	0,4	29,7	61,9	1,9	5,6	0,9

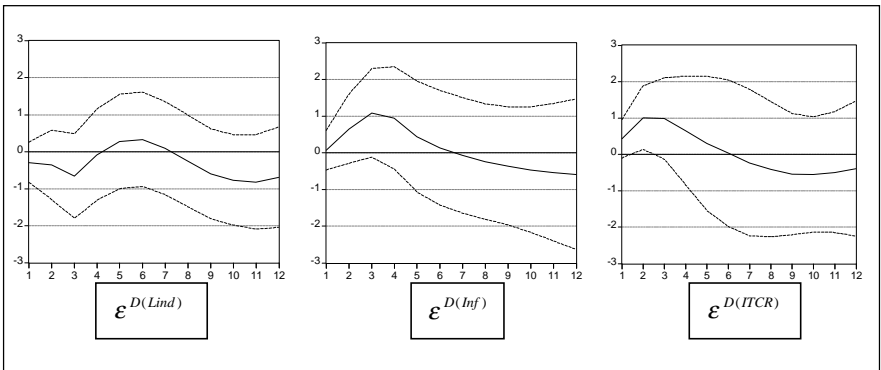
Segunda submuestra: 1992.I - 2003.II

T	D.S	ϵ^{BF}	$\epsilon^{D(Lind)}$	$\epsilon^{D(Inf)}$	$\epsilon^{D(ITCR)}$	ϵ^{TIR}
1	0,6	0,8	99,2	0,0	0,0	0,0
2	0,6	0,6	97,1	1,9	0,0	0,3
3	0,7	1,8	92,1	2,4	1,6	2,0
4	0,7	2,5	82,7	5,2	7,4	2,1
5	0,7	2,6	74,1	8,0	13,3	2,0
6	0,7	4,2	70,0	7,9	16,0	1,9
7	0,8	5,1	69,8	7,4	15,3	2,4
8	0,8	5,5	70,4	6,9	14,1	3,2
9	0,8	5,6	69,6	6,7	14,4	3,7
10	0,8	5,4	68,6	6,6	15,5	3,9
11	0,8	5,4	68,6	6,4	15,9	3,7
12	0,8	5,3	69,3	6,3	15,4	3,6

Respuesta de TIR para el período 1977.I – 1991.IV ante choques estructurales de un D.S en:



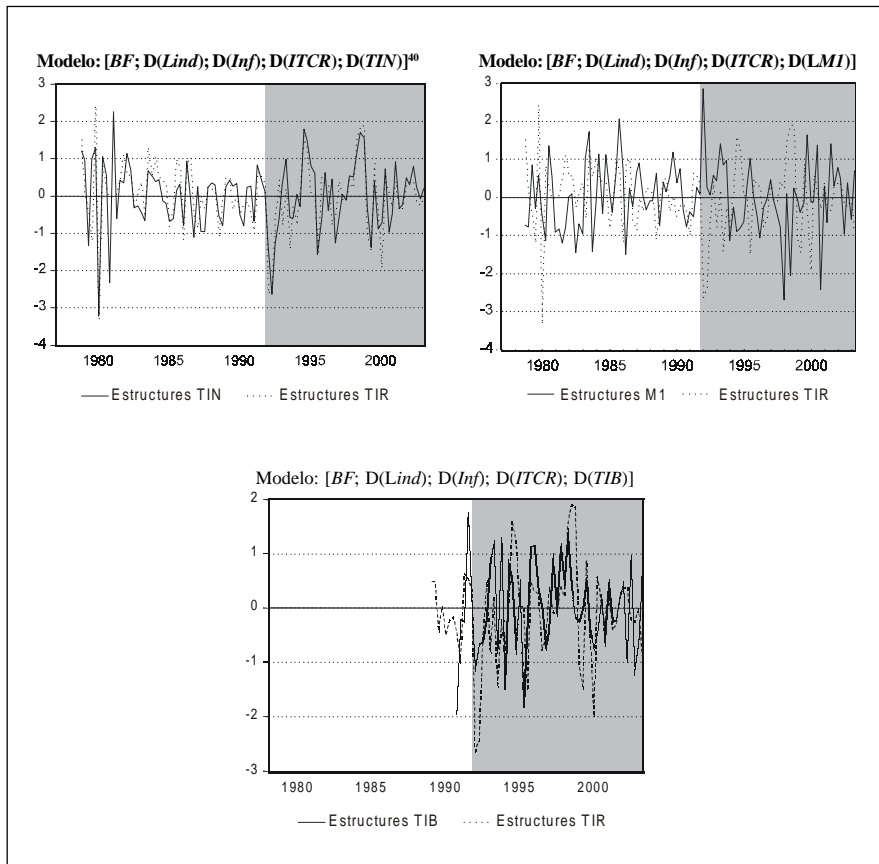
Respuesta de TIR para el período 1992.I – 2003.II ante choques estructurales de un D.S en:



Anexo V. Pruebas de robustez de resultados

1. Otras medidas de IPM

a. Choques estructurales de política medidos con otros IPM.



⁴⁰ Para obtener estacionariedad en las variables alternativas de IPM (TIN, TIB), se requirió la diferenciación de ambas, $D(TIN)$ y $D(TIB)$. Para el caso del dinero (M1), éste debió ser analizado en las diferencias de su nivel logarítmico, $D(LMI)$.

Pruebas de causalidad de Granger entre los choques de política medidos con otros IPM (TIN; M1; TIB) y aquellos obtenidos con la TIR.

Hipótesis Nula (H0)	F-Statistic	Probability
ESTRUCRES TIR no Granger cause ESTRUCRES TIN	3,20821	0,00201
ESTRUCRES TIN no Granger cause ESTRUCRES TIR	0,663	0,75424
ESTRUCRES TIR no Granger cause ESTRUCRES M1	0,4733	0,82623
ESTRUCRES M1 no Granger cause ESTRUCRES TIR	3,70382	0,0027
ESTRUCRES TIR no Granger cause ESTRUCRES TIB	0,69103	0,73644
ESTRUCRES TIB no Granger cause ESTRUCRES TIR	2,88935	0,03085

Prueba de hipótesis sobre varianzas de los residuales estructurales para los modelos con D(TIN) y D(LM1).

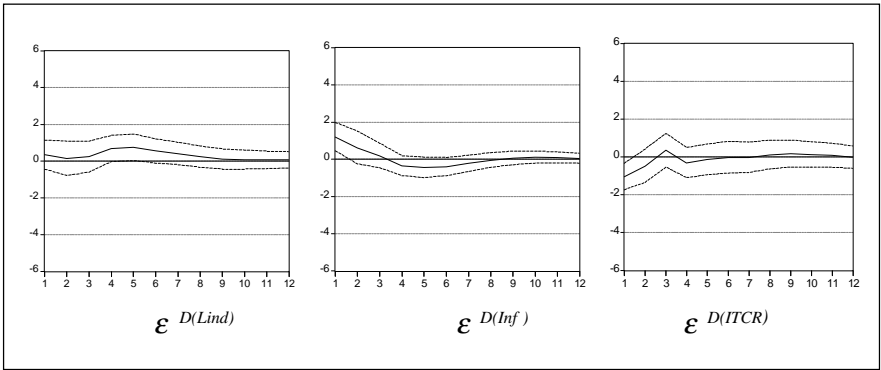
$\{(H_0: \sigma^e_{(Post-reformas)} = \sigma^e_{(Pre-reformas)} ; H_a: \sigma^e_{(Post-reformas)} > \sigma^e_{(Pre-reformas)})\}$

Var(ε) = σ ^e Período:	Ecuación	Var(ε) = σ ^e Período:	Estadístico (VC: 5%: 1.82;10%: 1.44)	Resultado
1978.IV - 1991.IV		1992.I - 2003.II		
0,841	D(TIN)	0,867	1,03	No rechazo
0,699	D(LM1)	1,029	1,472	Rechazo

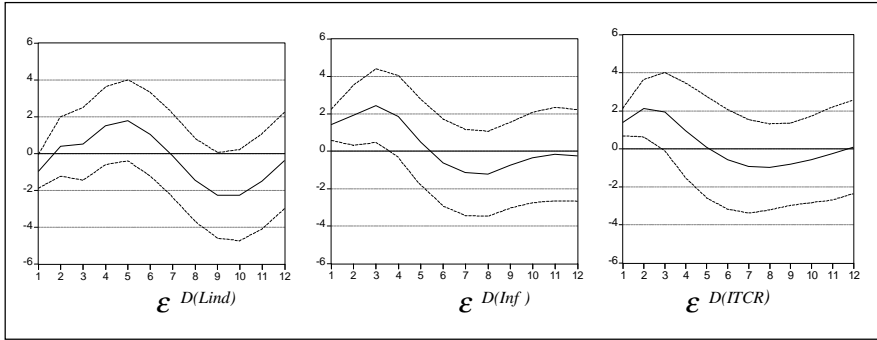
Nota: los valores críticos (VC) provienen de una distribución F(n2-1/n1-1), es decir, con 40/60 grados de libertad.

b. Modelo: [BF; D(Lind); D(Inf); D(ITCR); D(TIN)]

Respuesta de D(TIN) para el período 1977.I – 1991.IV ante choques estructurales de un D.S en:

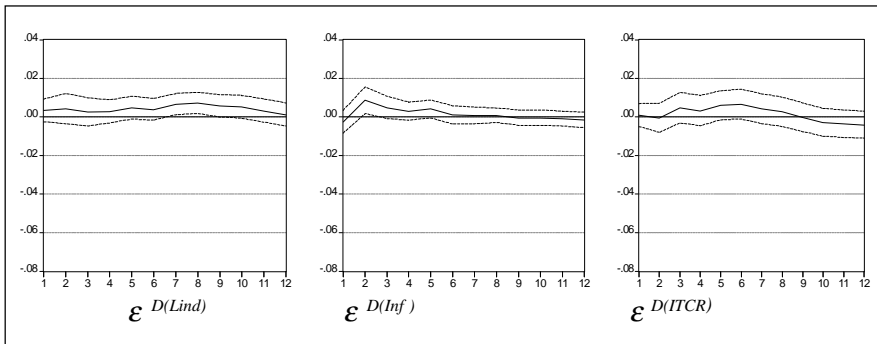


Respuesta de D(TIN) para el período 1992.I – 2003.II ante choques estructurales de un D.S en:

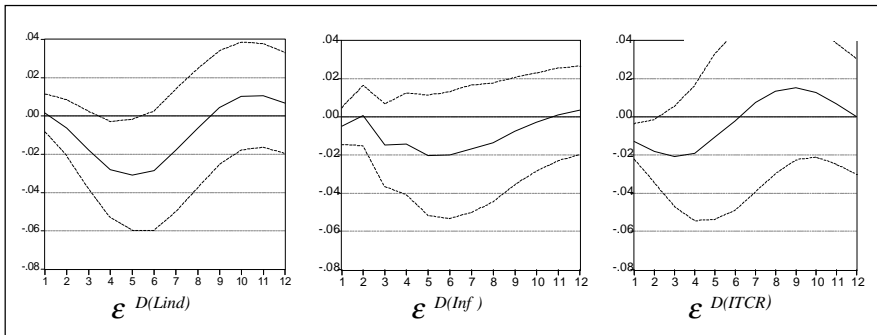


c. Modelo: [BF; D(Lind); D(Inf); D(ITCR); D(LM1)]

Respuesta de D(LM1) para el período 1977.I – 1991.IV ante choques estructurales de un D.S en:

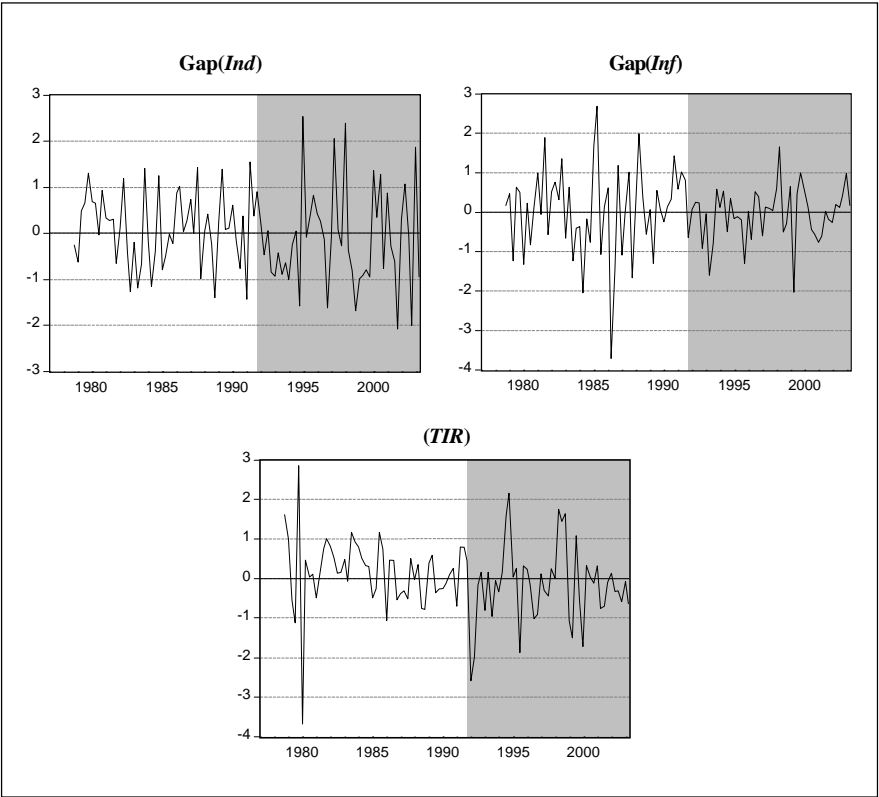


Respuesta de D(LM1) para el período 1992.I – 2003.II ante choques estructurales de un D.S en:



2. Especificación alternativa de la función de reacción
de la autoridad.

a. Modelo: [Gap(Ind); Gap(Inf); D(ITCR); TIR]
choques estructurales

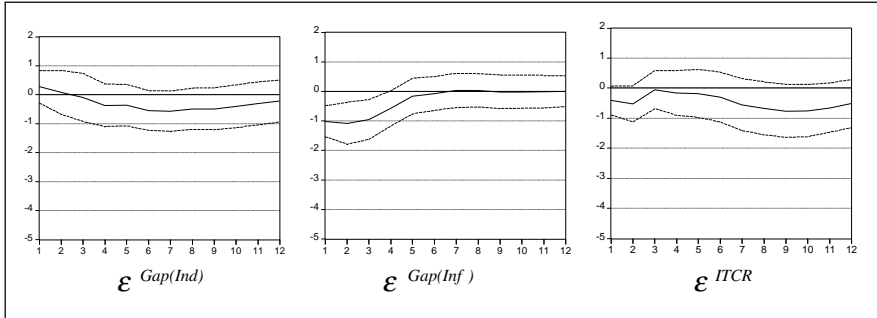


Prueba de hipótesis sobre varianzas de los residuales estructurales.

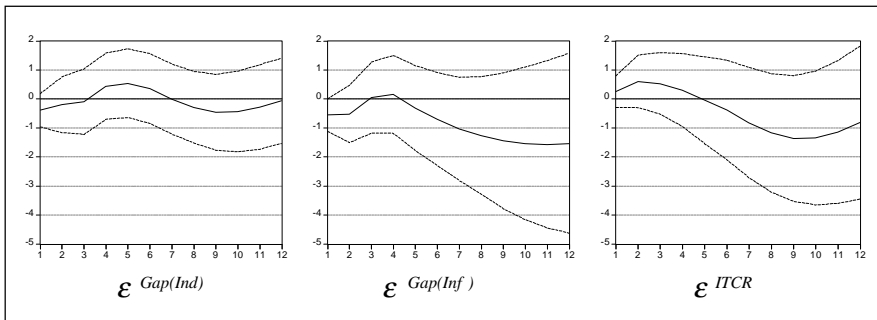
Var(ϵ) = σ^2 Período:	Ecuación	Var(ϵ) = σ^2 Período:	Estadístico (VC: 5%: 1.82;10%: 1.44)	Resultado
1978.IV - 1991.IV		1992.I - 2003.II		
0,612	Gap(Ind)	1,167	1,904	Rechazo
1,255	Gap(Inf)	0,455	0,363	No rechazo
0,791	TIR	0,937	1,185	No rechazo

Nota: los valores críticos (VC) provienen de una distribución F(n2-1/n1-1), es decir, con 40/60 grados de libertad.

Respuesta de TIR para el período 1977.I – 1991.IV ante choques estructurales de un D.S en:



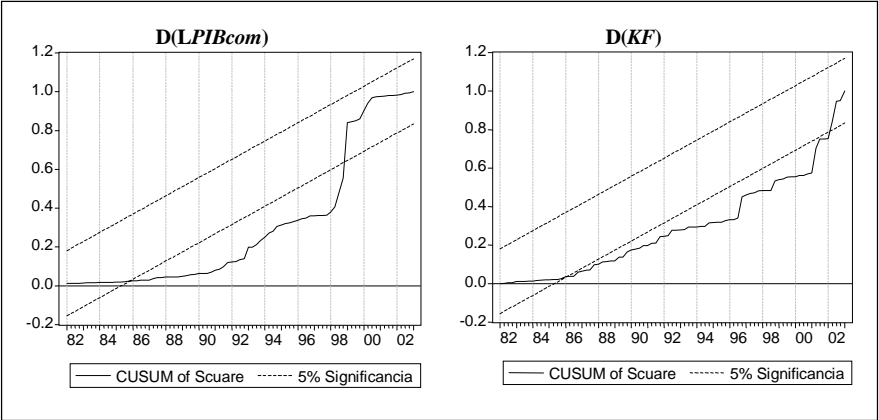
Respuesta de TIR para el período 1992.I – 2003.II ante choques estructurales de un D.S en:



3. Distintas medidas de actividad económica

a. Modelo: $[D(KF); D(LPIBcom); D(Inf); TIR]$

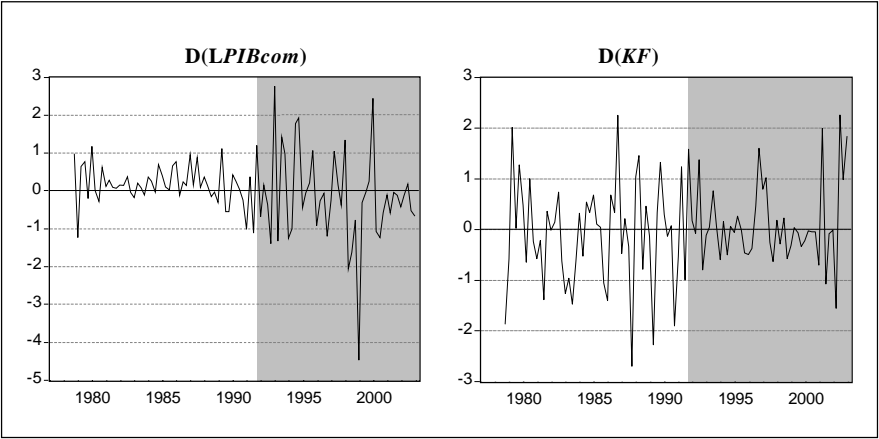
Cusum Cuadrados



Chow Test.

Ecuación	Quiebre: 1991.1 <i>p</i> -valor	Quiebre: 1992.1 <i>p</i> -valor	Quiebre: 1993.1 <i>p</i> -valor
D(LPIBcom)	0,000	0,000	0,000
D(KF)	0,000	0,000	0,000

b. Choques estructurales de actividad económica.

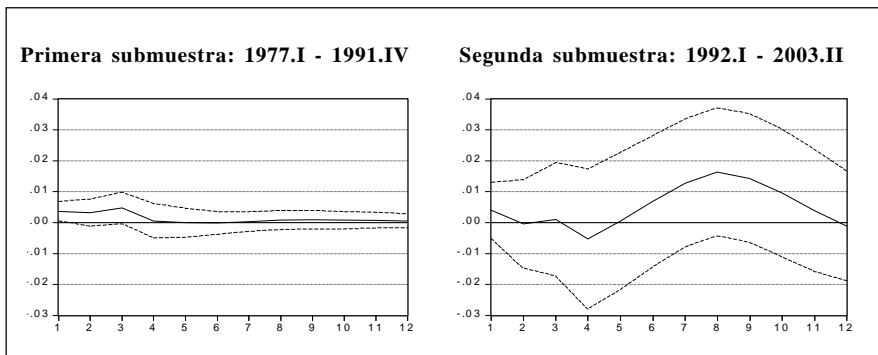


Prueba de hipótesis sobre varianzas de los residuales estructurales.

Var(ε) = σ^2 Período:	Ecuación	Var(ε) = σ^2 Período:	Estadístico (VC: 5%: 1.82; 10%: 1.44)	Resultado
1978.IV - 1991.IV		1992.I - 2003.II		
0,255	D(LPIBcom)	1,545	6,045	Rechazo
1,062	D(KF)	0,651	0,612	No rechazo

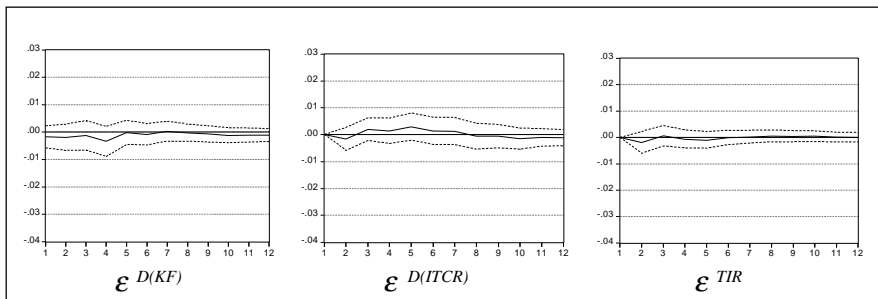
Nota: los valores críticos (VC) provienen de una distribución F(n2-1/n1-1), es decir, con 40/60 grados de libertad.

Respuesta de D(LPIBcom) ante choques estructurales de un D.S en D(KF).

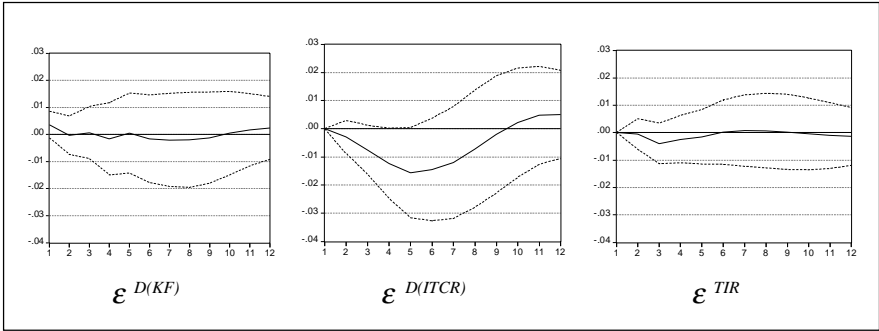


c. Modelo: [D(KF); D(PIB); D(Inf); D(ITCR); TIR]

Respuesta de D(LPIB) para el período 1977.I – 1991.IV ante choques estructurales de un D.S en:



Respuesta de D(LPIB) para el período 1992.I – 2003.II ante choques estructurales de un D.S



4. Distinto ordenamiento de (Z) y restricciones de largo plazo en la identificación

Se procedió a estimar el modelo con los siguientes ordenamientos del vector (Z):

$$Z_{(4 \times 1)} = \begin{bmatrix} D(ITCR) \\ BF \\ D(Lind) \\ D(Inf) \end{bmatrix}; \begin{bmatrix} D(ITCR) \\ D(Lind) \\ BF \\ D(Inf) \end{bmatrix}; \begin{bmatrix} D(Inf) \\ D(Lind) \\ D(ITCR) \\ BF \end{bmatrix}; \begin{bmatrix} D(Lind) \\ D(ITCR) \\ BF \\ D(Inf) \end{bmatrix}; \begin{bmatrix} D(Lind) \\ BF \\ D(Inf) \\ D(ITCR) \end{bmatrix}; \begin{bmatrix} BF \\ D(ITCR) \\ D(Lind) \\ D(Inf) \end{bmatrix};$$

En todas ellas teniendo como escalar $S = [TIR]$;

a. Descomposición de Varianza para D(Lind)

Primera submuestra: 1977.I - 1991.IV

Segunda submuestra: 1992.I - 2003.II

Modelo: [D(ITCR); BF; D(Lind); D(Inf); (TIR)]

T	DS	$\epsilon^{D(ITCR)}$	$\epsilon^{D(Lind)}$	ϵ^{BF}	$\epsilon^{D(Inf)}$	ϵ^{TIR}	T	DS	$\epsilon^{D(ITCR)}$	$\epsilon^{D(Lind)}$	ϵ^{BF}	$\epsilon^{D(Inf)}$	ϵ^{TIR}
1	2,6	3,7	3,2	93,1	0,0	0,0	1	5,1	2,2	0,3	97,5	0,0	0,0
6	7,3	2,6	26,6	69,6	0,4	0,8	6	10,5	17,4	1,7	68,0	11,0	1,9
12	8,8	3,6	30,8	63,5	1,2	0,9	12	12,6	18,8	2,7	66,3	8,6	3,6

Modelo: [D(ITCR); D(Lind); BF; D(Inf); (TIR)]

T	DS	$\epsilon^{D(ITCR)}$	ϵ^{BF}	$\epsilon^{D(Lind)}$	$\epsilon^{D(Inf)}$	ϵ^{TIR}	T	DS	$\epsilon^{D(ITCR)}$	ϵ^{BF}	$\epsilon^{D(Lind)}$	$\epsilon^{D(Inf)}$	ϵ^{TIR}
1	2,6	3,7	96,3	0,0	0,0	0,0	1	5,1	2,2	97,8	0,0	0,0	0,0
6	7,3	2,6	62,9	33,4	0,4	0,8	6	10,5	17,4	68,5	1,2	11,0	1,9
12	8,8	3,6	57,7	36,6	1,2	0,9	12	12,6	18,8	67,0	1,9	8,6	3,

Modelo: [D(Inf); D(Lind); D(ITCR); BF; (TIR)]

T	DS	$\epsilon^{D(Inf)}$	$\epsilon^{D(Lind)}$	$\epsilon^{D(ITCR)}$	ϵ^{BF}	ϵ^{TIR}	T	DS	$\epsilon^{D(Inf)}$	$\epsilon^{D(Lind)}$	$\epsilon^{D(ITCR)}$	ϵ^{BF}	ϵ^{TIR}
1	2,7	4,7	95,3	0,0	0,0	0,0	1	1,8	6,7	93,3	0,0	0,0	0,0
6	4,4	4,9	59,2	1,8	33,4	0,8	6	3,0	12,4	64,9	18,8	2,1	1,9
12	5,1	6,0	54,0	2,6	36,5	0,9	12	3,3	10,6	65,3	17,7	2,8	3,6

Modelo: [D(Lind); D(ITCR); BF; D(Inf); (TIR)]

T	DS	$\epsilon^{D(Lind)}$	$\epsilon^{D(ITCR)}$	ϵ^{BF}	$\epsilon^{D(Inf)}$	ϵ^{TIR}	T	DS	$\epsilon^{D(Lind)}$	$\epsilon^{D(ITCR)}$	ϵ^{BF}	$\epsilon^{D(Inf)}$	ϵ^{TIR}
1	0,0	100,0	0,0	0,0	0,0	0,0	1	0,0	100,0	0,0	0,0	0,0	0,0
6	0,0	63,3	2,1	33,4	0,4	0,8	6	0,1	71,3	14,5	1,2	11,0	1,9
12	0,0	57,9	3,4	36,6	1,2	0,9	12	0,1	71,3	14,5	1,9	8,6	3,6

Modelo: [BF; D(Inf); D(ITCR); D(Lind); (TIR)]

T	DS	$\epsilon^{D(Lind)}$	ϵ^{BF}	$\epsilon^{D(Inf)}$	$\epsilon^{D(ITCR)}$	ϵ^{TIR}	T	DS	$\epsilon^{D(Lind)}$	ϵ^{BF}	$\epsilon^{D(Inf)}$	$\epsilon^{D(ITCR)}$	ϵ^{TIR}
1	0,0	100,0	0,0	0,0	0,0	0,0	1	0,0	100,0	0,0	0,0	0,0	0,0
6	0,0	63,3	29,0	1,0	5,8	0,8	6	0,1	71,3	2,9	7,9	16,0	1,9
12	0,0	57,9	33,7	1,9	5,6	0,9	12	0,1	71,3	3,3	6,3	15,4	3,6

Modelo: [BF; D(ITCR); D(Lind); D(Inf); (TIR)]

T	DS	ϵ^{BF}	$\epsilon^{D(ITCR)}$	$\epsilon^{D(Lind)}$	$\epsilon^{D(Inf)}$	ϵ^{TIR}	T	DS	ϵ^{BF}	$\epsilon^{D(ITCR)}$	$\epsilon^{D(Lind)}$	$\epsilon^{D(Inf)}$	ϵ^{TIR}
1	0,3	1,9	5,1	93,1	0,0	0,0	1	0,6	0,8	1,7	97,5	0,0	0,0
6	0,4	24,5	4,7	69,6	0,4	0,8	6	0,7	4,2	14,9	68,0	11,0	1,9
12	0,4	29,7	4,7	63,5	1,2	0,9	12	0,8	5,3	16,2	66,3	8,6	3,6

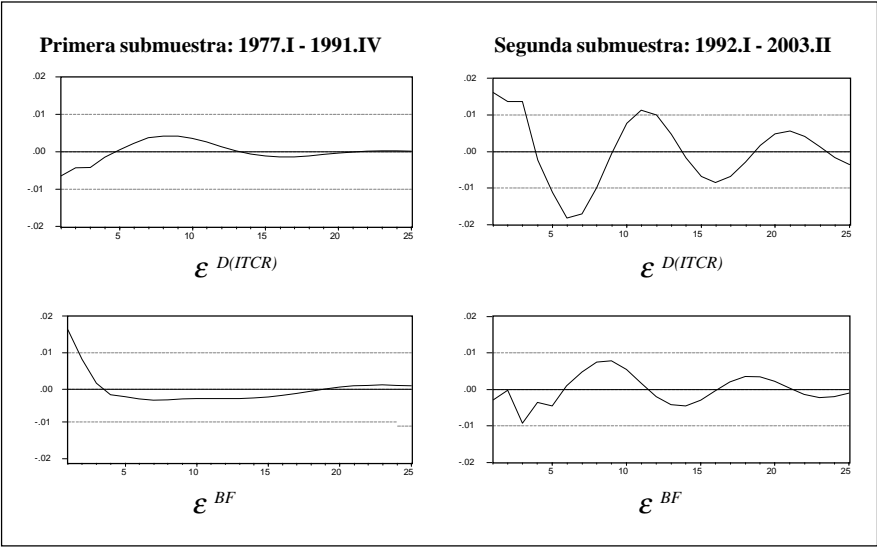
En la identificación de largo plazo sobre las restricciones económicas se siguió la metodología de Blanchard y Quah (1989), especificando un vector (Y') asociado con unas perturbaciones estructurales:

$$Y'_t = \begin{bmatrix} D(Lind) \\ D(ITCR) \\ BF \end{bmatrix} \longrightarrow \epsilon'_t = \begin{bmatrix} \epsilon_t^{Tec} \\ \epsilon_t^{Oferta} \\ \epsilon_t^{Demanda} \end{bmatrix}$$

Cuya matriz de efectos de largo plazo es:

$$C(1) = \begin{bmatrix} \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial(DLind_t)}{\partial(\varepsilon_{t-k}^{DLind})} & \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial(DLind_t)}{\partial(\varepsilon_{t-k}^{DITCR})} & \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial(DLind_t)}{\partial(\varepsilon_{t-k}^{BF})} \\ \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial(DITCR_t)}{\partial(\varepsilon_{t-k}^{DLind})} & \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial(DITCR_t)}{\partial(\varepsilon_{t-k}^{DITCR})} & \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial(DITCR_t)}{\partial(\varepsilon_{t-k}^{BF})} \\ \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial(BF_t)}{\partial(\varepsilon_{t-k}^{DLind})} & \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial(BF_t)}{\partial(\varepsilon_{t-k}^{DITCR})} & \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial(BF_t)}{\partial(\varepsilon_{t-k}^{BF})} \end{bmatrix} = C(1) = \begin{bmatrix} C_{1,1} & 0 & 0 \\ C_{2,1} & C_{2,2} & 0 \\ C_{3,1} & C_{3,2} & C_{3,3} \end{bmatrix}$$

Con estas restricciones se presentan las respuestas de $D(Lind)$ ante choques estructurales de una D.S



Anexo VI. Una metodología alternativa

Los “picos” y “valles” de la serie que serán tomados para evaluar el comportamiento de la autoridad ante dichos episodios son:

Inflación	PRIMER PERÍODO				SEGUNDO PERÍODO			
Valles	78.II-79.I	83.IV-84.IV	86.II-86.IV	89.II-89.IV	93.IV-94.III	96.I-96.IV	97.IV-98.II	99.IV-00.III
Picos	81.I-81.IV	85.II-85.IV	88.II-88.IV	90.IV-91.III				

Industria	PRIMER PERÍODO			
Valles	80.IV-81.IV	85.II-85.III	88.III-89.I	90.IV-91.II
Picos	78.I-78.IV	84.I-84.III	86.IV-87.III	89.III-90.I

Industria	SEGUNDO PERÍODO			
Valles	93.III-94.II	96.III-97.II	98.III-99.III	
Picos	92.I-92.III	95.II-95.III	97.IV-98.I	00.I-00.IV

En la estimación del proceso autorregresivo del IPM, se pretendió capturar la dinámica normal de la serie basándose en su propia historia (rezagos). La variable (*TIR*) fue la misma empleada en el capítulo anterior, por lo que ya cumplía con los requisitos de estacionaridad requeridos. La ecuación estimada fue:

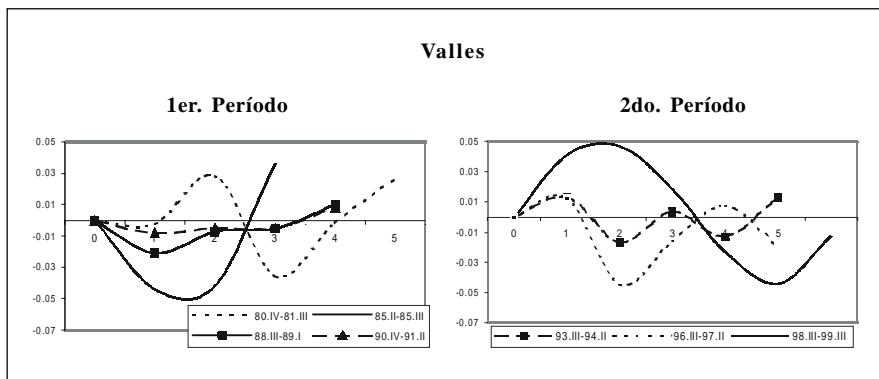
$$IPM_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i (IPM_{t-i}) + \varepsilon_t;$$

Donde *IPM* = Interés real *expost*. Para $t = 1977.I - 2001.IV$.

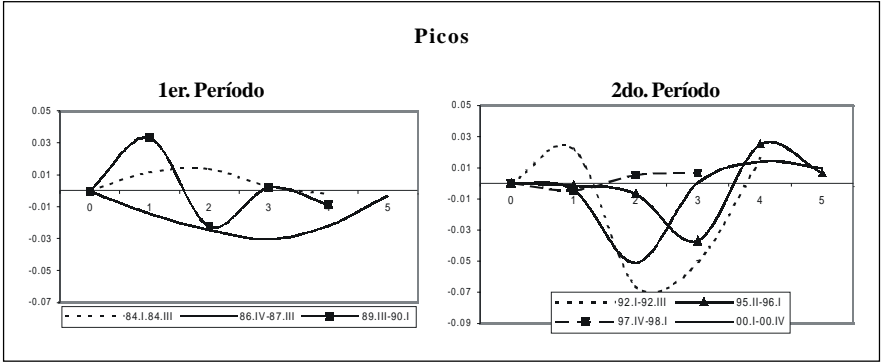
El orden del rezago (5) se determinó de acuerdo con el estadístico Durbin-Watson.

Errores de predicción para los episodios "pico" y "valle" de la industria manufacturera

A.5

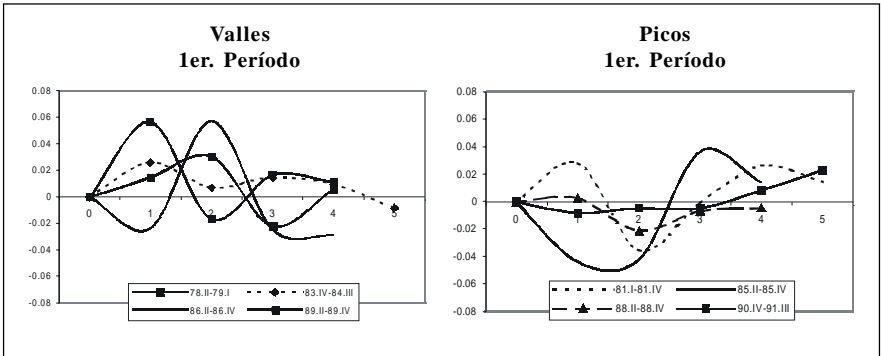


A.6



Errores de predicción para los episodios de la inflación

A.7



A.8

